UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

LE TRANSPORT ET LES AUTRES BIENS RÉGLEMENTÉS DANS LES SYSTÈMES COMPLETS DE DEMANDE

par

Jean-Olivier Ferron

CENTRE DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS

MÉMOIRE D'ÉTUDIANT

CASE POSTALE 6128, SUCCURSALE A, MONTRÉAL, QUÉBEC, H3C 3J7

LE TRANSPORT ET LES AUTRES BIENS RÉGLEMENTÉS DANS LES SYSTÈMES COMPLETS DE DEMANDE

par

Jean-Olivier Ferron

Mémoire de maîtrise en sciences économiques
dirigé par Marc Gaudry

Ce mémoire a été publié grâce à une subvention du Fonds F.C.A.C. pour l'aide et le soutien à la recherche.

Université de Montréal
Centre de recherche sur les transports - Publication #258
Septembre 1981

Dépôt légal - 3e trimestre 1982

SOMMAIRE

Le but de ce rapport est de faire une étude tant au point de vue théorique qu'empirique des systèmes complets de demande. Les modèles étudiés sont ceux de Rotterdam, d'Houthakker et linéaire de dépense. Un relevé des applications empiriques de ces modèles fait ressortir assez clairement la présence régulière d'incohérences avec la théorie microéconomique à savoir des élasticités-prix et revenus de signes contraires à ceux attendus ou de niveau non crédible.

L'explication apportée pour justifier un tel phénomène est que le fait de ne pas tenir compte du comportement des offreurs et du contexte institutionnel (plus particulièrement la réglementation) peut entraîner des problèmes d'identification de même que des biais d'équations simultanées. Egalement, le processus d'agrégation sur les biens semble être d'une influence capitale sur la validité des résultats en ce sens que le nombre d'incohérences augmente toujours avec le nombre de biens traités.

L'application du modèle de Rotterdam sur les données canadiennes (1947-1977) ne nous permet pas de rejeter la validité de telles hypothèses.

TABLE DES MATIERES

Introduction 1

Chapitre I - Formulation théorique, paramétrisation et hypothèses sous-jacentes 3

A) Formulation théorique 3

B) Paramétrisation du modèle classique 5

C) Méthode d'estimation 9

D) Hypothèses sous-jacentes 11
i) Agrégation sur les individus 11
ii) Agrégation sur les biens 12
iii) Agrégation dans le temps 13

Chapitre II - Les problèmes d'estimation 14

Chapitre III - Estimation du modèle 38

A) Première agrégation 42
i) Biens réglementés 42
ii) Biens non-réglementés 45

B) Deuxième agrégat 46
i) Le bien réglementé 46
ii) Les autres biens 46

Conclusion 49

Annexe I : Composantes des biens composites 52

Annexe II : Coefficients d'autocorrélation 57

Annexe III : Liste des variables et résultats complets des estimations 65

Remerciements 72

Bibliographie 73

INTRODUCTION

La modélisation du comportement du consommateur a toujours été un sujet de première importance. Il n'est donc pas surprenant de constater qu'avec les nouvelles possibilités offertes par les développements réalisés dans le domaine de l'informatique que plusieurs auteurs aient tenté de vérifier de manière empirique les fondements de la théorie néo-classique du consommateur. Dans le présent rapport nous nous intéresserons plus particulièrement aux systèmes complets de demande qui ont été traités assez largement aux cours des dernières années.

De formes diverses, de tels systèmes ont cependant tendance à négliger partiellement ou même complètement le comportement de l'offreur ce qui revient à supposer que l'on se trouve dans une situation de concurrence pure et parfaite. Il s'agit là d'une hypothèse quelque peu restrictive lorsque l'on considère l'ensemble de l'économie et pourrait, selon nous, expliquer dans une certaine mesure, les incohérences rencontrées par divers auteurs lors de l'application de tels modèles. Le but de ce rapport est donc de montrer de façon indirecte que le fait de ne pas prendre en considération le comportement des offreurs de même que le contexte institutionnel peut amener des problèmes d'estimation.

Dans un premier temps, nous analyserons de façon théorique les propriétés des modèles de Rotterdam, linéaires de dépense ainsi

que celui de Houthakker; puis nous ferons un relevé des incohérences rencontrés dans les estimations qui ont été faites de ces trois modèles au cours des dernières années.

Deuxièmement nous tenterons d'expliquer quelles peuvent être les causes des problèmes d'estimation que l'on aura relevés et analysés dans la section précédente.

Finalement, nous ferons une application du modèle de Rotterdam à partir de données sur les dépenses en biens et services des ménages canadiens (1947-1977) en prenant soin de mettre en évidence les diverses dépenses en transport ainsi que sur les autres biens réglementés afin de tester la validité des explications que nous aurons avancées précédemment.

CHAPITRE I

Formulation théorique, paramétrisation et hypothèses sous-jacentes

A. Formulation théorique

La formulation du modèle de Rotterdam peut être dérivée de façon directe de la théorie du consommateur. On retrouve chez Barten (1977), Barnett (1979) ou Bronsard et Salvas-Bronsard (1979a) une description très détaillée des étapes de la démonstration. Nous nous contenterons pour notre part de supposer l'existence de fonction de demande du type :

$$x = f(p, m) \tag{1}$$

où p et x sont respectivement des vecteurs de prix et de quantités tandis que m est défini comme le revenu que l'on peut formuler de la façon suivante :

$$m = p'x . \tag{2}$$

L'égalité stricte entre le revenu et la dépense d'un consommateur peut sembler être une hypothèse plutôt forte. Cependant, si on considère que l'épargne et le crédit font partie du secteur des biens alors la relation (2) est tautologique.

En prenant la dérivée de (1) et (2) on optient :

$$dx = \partial f/\partial p \; dp + \partial f/\partial m \; dm \tag{3}$$

$$dm = p'dx + x'dp \tag{4}$$

En substituant (4) dans (3) on trouve :

$$dx = Kdp + Xm\ p'dx \tag{5}$$

où K est la matrice de Slutsky et peut être définie comme :

$$K = \partial f/\partial p + \partial f/\partial m\ x' \tag{6}$$

et Xm est la matrice des effets-revenus :

$$xm = \partial f/\partial m \tag{7}$$

L'équation (5) jouit des propriétés suivantes :

$$\begin{aligned} K &\equiv K' \ , && \text{(symétrie)} \\ p'K &= 0 \ , && \text{(additivité)} \\ Kp &= 0 \ , && \text{(homogénéité)} \\ \xi'K\xi &\leq 0 \ , && \text{(semi-négativité)} \\ p'x_m &= 1 \ . && \text{(additivité)} \end{aligned} \tag{8}$$

L'équation (5) peut être considérée pour chacun des consommateurs; cependant, si l'on pose de plus que l'ensemble des consommateurs fait face aux mêmes variations de prix alors cette même équation peut être agrégée sur l'ensemble des individus et devient :

$$\sum_{i=1}^{n} dx^i = \sum_{i=1}^{n} K^i\, dp + \sum_{i=1}^{n} x_m^i\, pdx^i \ . \tag{9}$$

On a donc par cette dernière relation que la variation des quantités dépend des variations de prix et de revenu : on obtiendra donc une matrice agrégée de Slutsky de même qu'un vecteur

d'effets-revenus agrégés pour l'ensemble des individus; cette dernière relation est lourde de conséquences sur lesquelles nous nous pencherons dans une étape ultérieure.

B. Paramétrisation du modèle classique

Afin de bien montrer comment s'effectue la paramétrisation de la relation (9) nous reprendrons en quelque sorte la dernière section théorique et nous l'illustrerons grâce à un exemple à deux biens. On a donc deux fonctions de demande :

$$x_1 = f_1 (p_1, p_2, m)$$
$$x_2 = f_2 (p_1, p_2, m) \qquad (10)$$

où $m = p_1 x_1 + p_2 x_2$.

Les différentielles de ces deux fonctions de demande sont donc :

$$dx_1 = (\partial f_1/\partial p_1)\, dp_1 + (\partial f_1/\partial p_2)\, dp_2 + (\partial f_1/\partial m)\, dm$$
$$dx_2 = (\partial f_2/\partial p_1)\, dp_1 + (\partial f_2/\partial p_2)\, dp_2 + (\partial f_2/\partial m)\, dm \qquad (11)$$

par substitution on obtient :

$$dx_1 = (K_{11} - x_1 (\partial f_1/\partial m))\, dp_1 + (K_{12} - x_2 (\partial f_1/\partial m))\, dp_2 + (\partial f_1/\partial m)\, dm$$
$$dx_2 = (K_{21} - x_1 (\partial f_1/\partial m))\, dp_1 + (K_{22} - x_2 (\partial f_2/\partial m))\, dp_2 + (\partial f_2/\partial m)\, dm \; . \qquad (12)$$

Or, puisque $\frac{d \ln x}{dx} = \frac{1}{x}$, et par conséquent $dx = x \, d \ln x$, les équations de demandes seront décrites de la façon suivante :

$$x_1 \, d \ln x_1 = K_{11} \, p_1 \, d \ln p_1 + K_{12} \, p_2 \, d \ln p_2 + \partial f_1/\partial m \, [m \, d \ln m - x_1 p_1 \, d \ln p_1 - x_2 p_2 \, d \ln p_2] \tag{13}$$

$$x_2 \, d \ln x_2 = K_{21} \, p_1 \, d \ln p_1 + K_{22} \, p_2 \, d \ln p_2 + \partial f_2/\partial m \, [m \, d \ln m - x_1 p_1 \, d \ln p_1 - x_2 p_2 \, d \ln p_2]$$

En multipliant chacune des équations par p_1/m et p_2/m respectivement et en posant

$$w_i = p_i x_i / m$$

on a alors

$$w_1 \, d \ln x_1 = K_{11} \frac{p_1^2}{m} \, d \ln p_1 + K_{12} \frac{p_1 p_2}{m} \, d \ln p_2 + p_1 \, \partial f_1/\partial m \, [d \ln m - w_1 p_1 \, d \ln p_1 - w_2 p_2 \, d \ln p_2] \tag{14}$$

$$w_2 \, d \ln x_2 = K_{12} \frac{p_1 p_2}{m} \, d \ln p_1 + K_{22} \frac{p_2^2}{m} \, d \ln p_2 + p_2 \, \partial f_2/\partial m \, [d \ln m - w_1 p_1 \, d \ln p_1 - w_2 p_2 \, d \ln p_2] \, .$$

Pour alléger la notation, on réécrira sous la forme suivante :

$$w_1 \, d \ln x_1 = \beta_{11} \, d \ln p_1 + \beta_{12} \, d \ln p_2 + b_1 \, [\Delta m]$$

$$w_2 \, d \ln x_2 = \beta_{21} \, d \ln p_1 + \beta_{22} \, d \ln p_2 + b_2 \, [\Delta m] \tag{15}$$

où $\beta_{ij} = K_{ij} \frac{p_{ij}}{m}$ = effet de substitution complémentarité

$b_i = P_i \, \partial f_i / \partial m$ = propension marginale à consommer

$\Delta m = d \ln m - w_1 p_1 \, d \ln p_1 - w_2 p_2 \, d \ln p_2$ = variation de revenu

Les fonctions de demandes ainsi obtenues sont estimables. Il faut cependant se rendre compte que le coefficient "β" ainsi obtenu ne peut être interprété comme un effet de substitution "pur" en ce sens qu'il contient un élément "$p_i p_j / m$" qui vient multiplier l'élément de la matrice de Slutsky, K_{ij}. Cependant ce terme étant toujours de signe positif, sa présence n'affecte en rien le sens des résultats que l'on pourrait obtenir.

On peut maintenant écrire le modèle sous forme matricielle en supposant ici qu'il s'applique à "ℓ" biens pour T périodes.

$$\underset{\ell x \ell}{\begin{bmatrix} w_1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & w_\ell \end{bmatrix}} \underset{\ell x t}{\begin{bmatrix} d \ln X_{11} & \cdots & d \ln X_{1T} \\ \vdots & & \vdots \\ d \ln X_{\ell 1} & \cdots & d \ln X_{\ell T} \end{bmatrix}} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_\ell \end{bmatrix}$$

$$+ \underset{\ell x \ell}{\begin{bmatrix} B_{11} & \cdots & B_{1\ell} \\ \vdots & & \vdots \\ B_{\ell 1} & \cdots & B_{\ell\ell} \end{bmatrix}} \underset{\ell x T}{\begin{bmatrix} d \ln p_{11} & \cdots & d \ln p_{1T} \\ \vdots & & \vdots \\ d \ln p_{\ell 1} & \cdots & d \ln p_{\ell T} \end{bmatrix}} + \underset{\ell x 1}{\begin{bmatrix} b_1 \\ \vdots \\ b_\ell \end{bmatrix}} \underset{1 x \ell}{[w_1 \cdots w_\ell]}$$

$$\begin{bmatrix} d \ln X_{11} & \cdots & d \ln X_{1T} \\ \vdots & & \vdots \\ d \ln X_{\ell 1} & \cdots & d \ln X_{T} \end{bmatrix}_{\ell x T} + \begin{bmatrix} u_{11} & \cdots & u_{1T} \\ \vdots & & \vdots \\ u_{\ell 1} & \cdots & u_{\ell T} \end{bmatrix}_{\ell x T}$$

Il est à noter que l'on a rajouté des constantes dans le modèle (α_1) alors que l'on n'en avait pas précédemment. Barten (1967) justifie leur inclusion en posant qu'elles "represents the effect of a trend-like shift in preferences". Quant aux erreurs aléatoires, elles doivent, toujours selon le même auteur "acts like a catchall for the effects of factors other than trends, real income or prices and, furthermore, takes care of all observationnal an approximation errors".

Finalement on peut ramener la formulation du modèle à un niveau encore plus compact

$$\hat{W}\, d\, \ell n\, X = \alpha + \beta\, d\, \ell n\, p + b\, i'\, \hat{w}\, d\, \ell n\, X + u \quad .$$

Il est caractérisé par les propriétés suivantes :

$B = B'$;

$Bi = 0$;

$\xi' B \xi \leq 0$;

$i'b = 1$;

$i'u = 0$;

$i'\alpha = 0$.

C. Méthode d'estimation

Dans le modèle de Rotterdam, on suppose que l'espérance mathématique des erreurs est nulle et que la matrice variance-covariance est telle que des erreurs aléatoires du système sont supposées être reliées entre elles pour une même observation mais non reliées d'une observation à l'autre. Mathématiquement on exprimera ces deux hypothèses de la façon suivante.

$$E(u) = 0$$

$$E(uu') = \Sigma \otimes I$$

A cause de la structure des erreurs on serait tenté d'utiliser la méthode de Zellner (1962) ("Seemingly Unrelated Systems") qui a la forme

$$\tilde{\beta} = (Z' \Omega^{-1} Z)^{-1} \quad Z' \Omega^{-1} Y$$

pour un modèle du type

$$Y = Z\beta + u$$

où la matrice Ω est inconnue et doit être estimée à partir des erreurs que l'on aura déterminées avec un moindre carré ordinaire sur chacune des équations. Ainsi :

$$\hat{\Omega} = \hat{\Sigma} \otimes I$$

où

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} S_{11} \cdots\cdots S_{1\ell} \\ S_{\ell 1} \cdots\cdots S_{\ell\ell} \end{bmatrix}$$

où $S_{ii} = e_i' e_i / \ell - k$

$$S_{ij} = e_i' e_j / \sqrt{(n-k_i)(n-k_j)} \quad .$$

Dans le cas qui nous intéresse, les variables explicatives sont les mêmes dans chacune des équations et on ne désire pas imposer de contraintes sur le signe des coefficients et on ne s'intéresse pas aux contraintes de symétrie reliant les équations entre elles. Alors, on peut montrer que l'estimateur de Zellner peut se ramener à un moindre carré ordinaire sur chacune des équations. En effet, si on a un modèle du type

$$Y = Z\beta + u$$

et que la matrice des variables explicatives s'écrit

$$Z = I \otimes X \quad ,$$

alors :

$$\begin{aligned} \tilde{\beta} &= (Z' \Omega^{-1} Z)^{-1} Z' \Omega^{-1} Y \\ &= [(I \otimes X)' \Omega^{-1} (I \otimes X)]^{-1} (I \otimes X)^{1} \Omega^{-1} Y \\ &= [(\Sigma^{-1} \otimes X') (I \otimes X')]^{-1} (I \otimes X) (\Sigma^{-1} \otimes I) Y \\ &= (\Sigma^{-1} \otimes X'X)^{-1} (\Sigma^{-1} \otimes X') Y \\ &= I \otimes (X'X)^{-1} X'Y \end{aligned}$$

D. Hypothèses sous-jacentes

i) Agrégation sur les individus

Puisque l'on veut estimer le modèle de Rotterdam à partir de données agrégées sur l'ensemble des ménages au Canada, il faut se demander quelles en sont les implications théoriques.

On se souviendra que l'on avait précédemment démontré que pour chacun des individus on pourrait formuler la relation suivante :

$$dx^i = K^i dp + X^i_m p'dx \quad , \qquad i = 1, \ldots, n$$

que l'on aurait paramétrisée

$$\hat{w}^i \, d \log X^i = \alpha^i + \beta^i \, d \log p + b'i' \, \hat{w}^i \, d \log X^i + u^i$$

A partir de cette microrelation, sous quelles hypothèses peut-on justifier l'estimation d'une relation similaire à partir de variables macroéconomiques?

Pour ce faire il faut supposer que les coefficients estimés par chacune des "n" microrelations sont identiques à ceux trouvés dans la macrorelation :

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (\hat{w}^i \, d \log X^i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (\alpha^i + \beta^i \, d \log p + b^i i' \, \hat{w}^i \, d \log X^i + u^i)$$

que l'on peut réécrire :

$$\hat{\overline{w}} \, d \log \overline{X} = \alpha + \beta \, d \log p + bi' \, \hat{\overline{w}} \, d \log \overline{X} + \overline{u}$$

Donc il faut que :

$$\left.\begin{array}{l}\beta = \beta_i \\ \alpha = \alpha_i \\ b = b_i \\ \bar{u} = u_i\end{array}\right\} \quad \forall i = 1, \ldots, n$$

Implicitement on suppose l'homogénéité des individus ce qui est une hypothèse très restrictive lorsque l'on considère la taille de notre échantillon. Egalement, on se trouve à supposer du même coup que la variation de revenu réel sera la même pour chacun des individus, c'est-à-dire

$$i' \hat{w}^i \, d \log X^i = i' \hat{\bar{w}} \, d \log \bar{X} \qquad \forall i = 1, \ldots, \ell \ .$$

Il faudra donc tenir compte des conséquences de telles hypothèses lors de l'analyse de nos résultats.

ii) Agrégation sur les biens

On dispose d'observations annuelles sur les dépenses des ménages au Canada sur 39 biens pour la période 1947 à 1977; on ne peut donc penser faire 39 régressions puisque l'on n'a que 30 observations (T-1 étant donné que l'on utilise les premières différences). Il nous faudra donc former des biens composés. Or, pour agréger certains biens ensemble il faut supposer

> "(...) que la covariance entre les effets de substitution (d'un bien isolé et de son groupe) et les variations de prix (du bien isolé et du groupe) soit nulle".
> (Bronsard et Salvas-Bronsard, (1979a), p.40).

On aura l'occasion de voir comment l'agrégation a été faite pour ce travail. On peut cependant qualifier ce problème de mineur comparativement au problème entraîné par l'agrégation sur les individus.

iii) Agrégation dans le temps

Il nous faut de plus supposer que la fonction de préférence d'un individu est séparable dans le temps. Ainsi sa fonction serait du type

$$S(U_0\ (X_0),\ U_1\ (X_1),\ \ldots\ldots,\ U_T\ (X_T))$$

avec $p_t\ x_t = m_t$, $\forall t = 1, \ldots, T$.

Cela revient à dire que la matrice de Slutsky et le vecteur des effets-revenus est stable dans le temps. Cependant on pourrait facilement tester la validité d'une telle hypothèse à l'aide d'un test de changement structurel pour certaines observations ou groupes d'observations (Dufour (1980)).

CHAPITRE II

Les problèmes d'estimation

La plupart des auteurs ayant appliqué un modèle décrivant le comportement des consommateurs ont souvent obtenu des résultats empiriques incompatibles avec les hypothèses même du modèle utilisé. Nous tenterons donc dans cette section de faire un relevé (qui ne se veut nullement exhaustif) des applications qui ont été faites et de voir dans quelle mesure les résultats obtenus peuvent être jugés comme satisfaisants. Deuxièmement, nous essaierons de voir de quelles façons de telles incohérences peuvent s'expliquer.

En plus du modèle de Rotterdam dont nous avons traité abondamment dans le chapitre précédent, nous nous intéresserons aux applications qui ont été faites à partir de deux autres modèles, à savoir le modèle linéaire de dépenses ainsi que le modèle logarithmique additif de Houthakker (1960). Avant d'aller plus loin, il serait utile de décrire de façon brève ces deux modèles; pour une description plus complète on peut se référer à Brown et Deaton (1972).

Le modèle linéaire de dépenses qui a été développé originellement par Klein et Rubin (1947-48) de même que Stone (1954) est dérivé d'une fonction d'utilité du type

$$v(q) = \prod_{i=1}^{n} (q_i - c_i)\, \beta_i \quad , \quad i = 1, \ldots, n \quad .$$

A partir de cette fonction d'utilité on trouve la fonction de consommation suivante :

$$p_i q_i = c_i p_i + \beta_i \left(m - \sum_{i=1}^{n} c_i p_i\right) \qquad i = 1, \ldots, n$$

où q_i représente la consommation totale du bien i, m le revenu, p_i le prix du bien i tandis que c_i peut être interprété comme le niveau de consommation permanent ou de subsistance du bien i. On suppose donc que le consommateur alloue une partie de son budget ($\sum_{i=1}^{n} p_i c_i$) pour obtenir un certain niveau de consommation de base et qu'il alloue par la suite le reste de son revenu ($m - \sum_{i=1}^{n} p_i c_i$) entre les divers biens et ce, dans des proportions qui nous sont données par le coefficient β_i qui représente alors la propension marginale à consommer du bien i.

Les fonctions de demande ainsi dérivées sont homogènes de degré zéro en prix et en revenu; elles satisfont le critère d'additivité; également on trouve que la propriété de symétrie de la matrice de Slutsky est respectée. Pour que les conditions de second ordre soient respectées on doit trouver au niveau des estimations que :

$$m - \sum_{i=1}^{n} c_i p_i > 0 \qquad \forall i = 1, \ldots, n$$

et

$$0 < \beta_i < 1 \qquad \forall i = 1, \ldots, n$$

Le modèle de Houthakker est quant à lui basé sur une fonction d'utilité inverse du type :

$$v(m/p) = \sum_{i=1}^{n} a_i (m/p_i)\, b_i$$

où les coefficients a_i et b_i peuvent être interprétés respectivement comme des indicateurs de préférences et des coefficients de réaction. On dérivera donc à partir de cette fonction d'utilité des fonctions de demande de forme :

$$X_i = \frac{a_i\, b_i\, m^{b_i}\, p_i^{-b_i-1}}{\sum_{j=1}^{n} a_j\, b_j\, m^{b_j-1}\, p_j^{-b_j}} \qquad i = 1, \ldots, n$$

que l'on transformera de la façon suivante afin de faciliter l'estimation :

$$\log X_{it} - \log X_{jt} = A_{ij} + b_i \log (m/p_{it}) - b_j \log (m/p_{jt}) + u_{ijt}$$

$$i = 1, \ldots, N$$
$$j = i+1, i+2, \ldots, N$$
$$t = 1, \ldots, T$$

avec $A_{ij} = \log (a_i b_i / a_j b_j)$

$u_{ijt} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{jt}$

$E_{(u_{ijt})} = 0$

On estime donc N(N-1)/2 équations différentes, c'est-à-dire une pour chaque paire de biens. Ces fonctions de demandes sont de plus homogènes de degré zéro en prix et en revenu et satisfont aux critères d'additivité et de symétrie de Slutsky. Par les conditions de second ordre on a également que :

$$b_i > -1 \qquad \forall i = 1, \ldots, N$$

On trouve dans les tableaux I-a, b et c, une description sommaire des estimations qui ont été faites par divers auteurs sur les modèles de Rotterdam, linéaire de dépenses ainsi que celui de Houthakker. On fournit de plus des renseignements sur les données utilisées (enquêtes ou séries chronologiques, pays, données brutes ou premières différences, période couverte par l'échantillon, nombre de biens), le type de contraintes imposées lors de l'estimation et finalement le problème que l'on peut noter dans les résultats[1].

Il est bien évident qu'il ne s'agit pas là d'une liste exhaustive des estimations qui ont pu être faites sur les trois modèles. Nous croyons cependant que dans une certaine mesure cette liste peut s'avérer suffisamment complète pour pouvoir déceler une certaine tendance dans les résultats notés. Il faut également noter que nous avons jugé bon d'accorder plus d'importance aux estimations faites à partir d'un modèle de Rotterdam puisque c'est celui que nous avons utilisé pour nos propres estimations.

On remarque donc lorsque l'on examine les trois tableaux qu'il arrive assez fréquemment que les auteurs obtiennent une relation positive entre le prix d'un bien et la quantité consommée du même bien. Egalement, on note qu'il existe des cas où la relation entre le revenu et la quantité consommée d'un bien est négative; il

[1]Quand les statistiques "t" où les écarts-types étaient disponibles nous avons indiqué si les résultats cités étaient significatifs ou non.

Tableau I-a

Auteurs	Données	Estimation	Problèmes rencontrés
Abott et Ashenfelter (1976)	Etats-Unis 1929-1967 7 biens + travail	Modèle de Rotterdam A) Sans contrainte B) Avec contraintes d'homogénéité et de symétrie	Dans les deux cas, l'élasticité-prix de la demande pour le bien service d'habitation est positive non-significative
Barten (1964)	Hollande 1922-1939 1949-1961 14 biens	Modèle de Rotterdam A) Sans contrainte B) Sous contrainte de quasi-additivité des préférences	L'élasticité-prix de la demande pour le bien "pain" est positive. On note également que l'élasticité-revenu de la demande pour ce bien est négative. dans les deux cas les coefficients ne peut être considérés comme significatifs.
Barten (1967)	Hollande 1922-1939 1949-1961 4 biens	Modèle de Rotterdam A) Sans contrainte B) Avec contrainte de symétrie	
Barten (1969)	Hollande 1929-1939 1950-1962 16 biens	Modèle de Rotterdam A) Sans contrainte	L'élasticité-prix de la demande pour le bien "épicerie" est positive non significative, tandis que celle du bien "poissons" est positive significative
		B) Sans contrainte et sans ordonnée à l'origine	L'élasticité-prix de la demande pour le bien "loyer" est positive significative tandis que celle pour le bien "épicerie" demeure positive non-significative
		C) Avec contrainte d'homogénéité	L'élasticité-prix de la demande pour le bien "épicerie" est positive non-significative
		D) Avec contrainte d'homogénéité et sans ordonnée à l'origine	L'élasticité-prix de la demande pour le bien "poisson" est positive non-significative. Il en est de même pour le bien "épicerie tandis que pour le bien "loyer" l'élasticité-prix est positive significative

Tableau I-a (suite)

Auteurs	Données	Estimation	Problèmes rencontrés
Barten (1969) (suite)		E) Avec contrainte de symétrie	L'élasticité-prix de la demande pour le bien "poisson" de même que pour le bien "épicerie" est positive non-significative
		F) Avec contrainte de symétrie et sans ordonnée à l'origine	Les élasticités-prix des demandes pour les biens "loyers, épiceries et utilités publiques" sont toutes positives non-significatives
		G) Avec contrainte d'indépendance par groupe de biens[1]	Les élasticités-prix pour les demandes de "poissons" et de "loyer" sont positives non-significative
		H) Avec contrainte d'indépendance par groupe de biens et sans ordonnée à l'origine	L'élasticité-prix de la demande pour le bien "loyer" est positive significative
Barten-Geykens (1974)	I) Hollande 1950-1969 5 biens	Modèle de Rotterdam A) Sans contrainte	
		B) Avec contraintes d'homogénéité	Dans les trois cas on trouve que l'élasticité-prix de la demande pour les biens durables est positive non-significative
		C) Avec contraintes d'homogénéité et de symétrie	
		D) Avec contraintes d'homogénéité, symétrie et négativité	
	II) Allemagne 1950-1968 (1959-60 omis) 4 biens	A) Sans contrainte	
		B) Avec contraintes d'homogénéité	Dans les trois cas on trouve que l'élasticité-prix de la demande pour le bien "loyer" est positive non-significative
		C) Avec contraintes d'homogénéité et de symétrie	
		D) Avec contraintes d'homogénéité, symétrie et négativité	

[1] On entend par là que la fonction d'utilité peut être caractérisée de la façon suivante :

$U_q = F(U_1(q_1) + U_2(q_2) + \ldots + U_n(q_n))$ où F est une fonction additive; u_i sont les préférences individuelles; q_i est un groupe de biens.

Tableau I-a (suite)

Auteurs	Données	Estimation	Problèmes rencontrés
Barten-Turnovsky (1966)	Hollande 1923-1939 1950-1958	Variante du modèle de Rotterdam[1]	
Bronsard-Leblanc-Salvas-Bronsard-Zarra (1973)	I) Canada 1947-1971 8 biens	Modèle de Rotterdam A) Sans contrainte	
		B) Avec contraintes d'homogénéité, de symétrie, d'additivité et de négativité	
	II) Canada 1947-1971 France 1950-1968 Angleterre 1956-1970 4 biens	Avec contraintes d'homogénéité, de symétrie, d'additivité et de négativité	
Bronsard-Lafrance-Lance-Salvas-Bronsard (1973)	Canada 1926-1968	Modèle de Rotterdam	
	A) 11 biens	Sans contrainte	Les élasticités-prix des biens "soins et santé", "loisirs et services culturels" de même que éducation" sont positives (non significatives)
	B) 10 biens	A) Sans contrainte	Les élasticités-prix des biens "soins et santé" de même que "loisirs et services culturels" sont positives (non significatives)
		B) Avec contraintes d'homogénéité et de symétrie	Les élasticités-prix des biens "dépenses de transport privé" de même que "loisirs et services culturels" sont positives

[1] $\overline{w}_{At}\ \Delta q_{At} = \alpha_A + C_{AA}\ [\Delta p_{At} - \sum_k^n B_R\ \Delta p_{rt}] + b_A\ \Delta\ \overline{Y}_t + u_{At}$ avec k, A = 1, ..., 4.

Tableau I-a (suite)

Auteurs	Données	Estimation	Problèmes rencontrés
Bronsard-Salvas (1979a)	France - Données d'enquêtes 1965-1972 6 biens	Modèle de Rotterdam A) Avec contraintes de symétrie, d'additivité et d'homogénéité et ce, par catégories socio-professionnelles (7) B) Avec contraintes de symétrie, additivité et d'homogénéité pour l'ensemble des observations	Dans les deux cas on trouve que les élasticités-prix pour les demandes pour les biens "alimentation, habillement, hygiène et soins", de même que "transport et télécommunications" sont toutes positives non-significatives
Bronsard-Salvas (1979b)	Canada 1947-1977 5 biens + travail	Avec contraintes de symétrie, d'additivité et d'homogénéité	
Bronsard-Salvas (1980)	Canada 1947-1977 7 biens	Avec contraintes de symétrie, d'additivité et d'homogénéité	L'élasticité-prix de la demande pour le bien "hygiène" est positive significative
Byron (1970a)	Hollande 1921-1939 1948-1962 16 biens	Modèle de Rotterdam A) Avec contraintes d'additivité et d'homogénéité	L'élasticité-prix de la demande pour le bien "pain" est positive significative. Pour le même bien on trouve que l'élasticité de la demande par rapport au revenu est négative significative

Tableau I-a (suite)

Auteurs	Données	Estimation	Problèmes rencontrés
Byron (1970a) (suite)		B) Avec contraintes d'additivité faible[1]	Dans les deux cas l'élasticité de la demande du bien "pain" par rapport au revenu est négative significative
		C) Avec contraintes d'additivité par groupe de biens (4 groupes)[2]	
		D) Avec contraintes de séparabilité de Pearce (4 groupes)[3]	L'élasticité-prix pour la demande du bien "pain" est positive significative. Pour le même bien, l'élasticité de la demande par rapport au revenu est négative
Byron (1970b)	Hollande 1921-1939 1948-1962 16 biens	Modèle de Rotterdam A) Sans contrainte	Les élasticités-prix pour les demandes des biens "épiceries, poissons et pain" sont positives non significatives et l'élasticité-revenu de la demande pour le bien "poisson" est négative non significative
		B) Avec contraintes linéaires	Les élasticités-prix pour les demandes des biens "poissons et autres biens et services" sont positives significatives alors que pour les biens "pain et viante l'élasticité-prix de la demande est positive non significative dans les deux cas. On note également que l'élasticité-revenu de la demande pour le bien pommes de terre, légumes et fruit est négative non-significative

[1]On entend par additivité faible une fonction d'utilité caractérisée de la façon suivante :

$$U_q = F(U'(q_1) + U'(q_i) + \ldots + U^n(q_n)$$

où F est une fonction additive; u_i sont les préférences individuelles; q_i est la quantité d'un certain bien i.

[2]Cette contrainte d'additivité par groupes est similaire à celle qui est dite faible sauf que l'on ne considère pas chaque bien séparément mais des groupes de biens.

[3]On suppose que la fonction d'utilité est séparable entre les groupes de biens et additivement séparable à l'intérieur de chacun des groupes.

Tableau I-a (suite)

Auteurs	Données	Estimation	Problèmes rencontrés
Byron (1970b) (suite)		C) Avec contraintes d'homogénéité	Les élasticités-prix pour les demandes des biens "poissons, autres biens durables, épiceries, pain et autres biens et services" sont positives (significatives pour les trois derniers). L'élasticité-revenu de la demande pour le bien "poisson" est négative significative
Carlevaro (1970)	Canada 1949-1967 8 biens	Système linéaire de dépenses A) Modèle classique i) Estimation avec moindres carrés ordinaires	La consommation de base du bien "soins personnels et médicaux et frais funéraires" est négative
		ii) Estimation par la méthode d'un maximum de vraisemblance	
		B) Modèle classique transformé[1]	
Carlevara (1970)	Canada 1949-1977 7 biens	Système linéaire de dépenses A) Modèle classique avec estimation à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance	
		B) Modèle classique transformé[1] avec estimation à l'aide du maximum de vraisemblance	La consommation de base du bien "transports et communications" est négative

[1]Ce modèle est obtenu en introduisant des vecteurs aléatoires d'erreurs additifs dans les fonctions coefficients budgétaires du système linéaire de dépense classique.

Tableau I-a (suite)

Auteurs	Données	Estimation	Problèmes rencontrés
Houthakker (1965)	13 pays : Australie, Belgique, Danemark, France, Grèce, Luxembourg, Hollande, Italie, Suède, Norvège, Royaume-Uni, Canada, Etats-Unis. 1948-59 5 biens	A) Pooling de données i) Estimation de type "WITHIN"[1]	Les élasticités-prix des demandes pour les biens "alimentation, autres et loyer" sont positives (significatives dans les deux premiers cas et non significatives dans le troisième)
		ii) Estimation de type "BETWEEN"[2] en première différence	Les élasticités-prix pour les demandes des biens "alimentation" de même que "autres" sont positives non significatives
		iii) Estimation de type "BETWEEN"[2] en données brutes	

[1]En déviations annuelles pour la moyenne de chaque pays, c'est-à-dire

$$\Delta \log q_{ijt} - \overline{\Delta \log q_{ij}} = B_{iw} [\Delta \log Y_j - \Delta \log \bar{Y}] + \gamma_{iw} (\Delta \log p_{ijt} - \overline{\Delta \log p_{ij}})$$

t = temps
i = bien
j = pays

[2]On prend la moyenne sur la période des variables et ce pour chacun des pays

$$\overline{\Delta \log q_{ij}} = \beta_{ib} \overline{\Delta \log Y_i} + \gamma_{ib} \overline{\Delta \log p_{ij}}$$

Tableau I-a (suite)

Auteurs	Données	Estimation Modèle de Rotterdam	Problèmes rencontrés
Houthakker (1965) (suite)		B) Sans Pooling de données estimation par pays)	
		i) Australie	L'élasticité-prix de la demande pour le bien "vêtement" est positive
		ii) Belgique	Les élasticités des demandes pour les biens durables, le loyer et le vêtement sont positives
		iii) Danemark	Les élasticités-prix des demandes pour les biens "vêtements, loyer et durables" sont positives
		iv) France	L'élasticité-prix pour le bien "vêtement" est positive
		v) Grèce	L'élasticité-revenu de la demande pour le bien "autre" est négative
		vi) Luxembourg	L'élasticité-prix pour le bien "loyer" est positive
		vii) Hollande	Les élasticités-prix pour les demandes des biens "alimentation, vêtement et loyer" sont positives
		viii) Italie	L'élasticité-prix de la demande de biens durables est positive
		ix) Suède	Les élasticités-prix des demandes des biens "alimentation et durables" sont positives. L'élasticité-revenu de la demande pour le bien "vêtement" est négative
		x) Norvège	L'élasticité-prix de la demande pour les biens "autres est positive
		xi) Royaume-Uni	Les élasticités-prix des demandes des biens "alimentation et autres sont positives
		xii) Canada	L'élasticité-prix de la demande pour les biens durables est positive
		xiii) Etats-Unis	Les élasticités-prix des demandes des biens "vêtements, loyers et durables" sont positives

Tableau I-a (suite)

Auteurs	Données	Estimation	Problèmes rencontrés
Parks (1969)	Suède 1861-1955 8 biens	Modèle de Rotterdam A) Sans contrainte B) Avec contraintes de symétrie	
Pichery (1977)	France 1949-1974 7 biens	Modèle de Rotterdam A) Sans contrainte B) Avec contraintes de B) Avec contraintes d'homogénéité et de symétrie	L'élasticité-prix du bien "hygiène et santé" est positive non significative
Theil	Hollande 1922-1939 1949-1963 4 biens	Modèle de Rotterdam A) Sans contrainte B) Avec contraintes de symétrie	

Tableau I-b

Auteurs	Données	Modèle et estimation	Problèmes rencontrés
Abott et Ashenfelter (1976)	Etats-Unis 1929-1967 7 biens + travail	Modèle indirect, additif, logarithmique; données en premières différences; estimation par paires (chacun des biens par rapport au travail)	
Houthakker (1960)	A) Suède 1931-1940 1947-1955 5 biens B) Canada 1926-1940 1947-1956 5 biens C) 13 pays de l'OCDE 1948-1959 5 biens	Modèle indirect, additif, logarithmique; estimation sans contraintes, par paires de biens; données en premières différences	
Parks (1969)	Suède 1861-1955 8 biens	Modèle indirect, additif, logarithmique; estimation par paires de biens (les sept derniers biens par rapport au premier, les biens agricoles)	
		A) Sans contrainte	Le coefficinet b pour les biens agricoles est inférieur à -1 dans quatre des sept équations (transport, services domestiques, services publics, biens manufacturés)
		B) Avec contrainte d'égalité pour le coefficient b des biens agricoles dans les sept équations	Le coefficinet b pour les biens agricoles est inférieur à -1

Tableau I-b (suite)

Auteurs	Données	Modèle et estimation	Problèmes rencontrés
Parks (1969) (suite)		C) Sans contrainte avec correction pour l'autocorrélation	Le coefficient b pour les biens agricoles est inférieur à -1 dans l'équation des biens manufacturés
		D) Avec correction pour l'autocorrélation et contrainte d'égalité pour le coefficient b dans les sept équations	
Yoshihara (1969)	Japon 1902-1960 5 biens	Modèle indirect, additif, logarithmique; estimation par paires de biens	
		A) Estimation sans contrainte	Le coefficient b pour les biens primaires est toujours inférieur à -1 quel que soit l'équation où on le retrouve. Dans le cas du bien logement le même coefficient b est inférieur à -1 dans les équations traitant des biens secondaires et celles des utilités publiques
		B) Estimation avec contraintes d'égalité des coefficients b_i dans les diverses équations	Le coefficient b des biens primaires est inférieur à -1

Tableau I-c

Auteurs	Données	Modèle et estimation	Problèmes rencontrés
Abott et Ashenfelter (1976)	Etats-Unis 1829-1867 7 biens + travail	Modèle linéaire de dépenses. Données en premières différences	La consommation de base ou de subsistance pour les biens durables est négative non significative
MacKinnon (1976)	Canada 1927-1940 1948-1971 6 biens	A) Système linéaire de dépenses classique	
		B) Système linéaire de dépenses généralisé[1]	Les élasticités-prix pour les biens "vêtements" et autres sont positives
		C) Autre généralisation du système linéaire de dépenses[2]	Les consommations de base des biens "vêtements", "logement", "transport", "loisirs" et "autres" sont toutes négatives. On trouve également que l'élasticité-prix pour les trois derniers biens est positive
Parks (1969)	Suède 1861-1955 8 biens	Modèle linéaire de dépenses A) Sans variable de Trend	On trouve que la propension marginale à consommer pour le bien "agriculture" est négative non significative
		B) Avec variables de Trend[3]	La propension marginale à consommer du bien "habitation" est négative. De plus la consommation de subsistance pour le bien "transport" est négative
Pichery (1977)	France 1947-1977 7 biens	Modèle linéaire de dépenses	

[1]Basé sur une fonction d'utilité de type CES $U(X) = [\sum_{i=1}^{n} \beta_i (q_i - C_i)^{\rho}]^{1/\rho}$

[2]Les biens sont divisibles en "S" classes de sorte que l'on peut réécrire la fonction d'utilité

$$U(X) = \left(\sum_{j=1}^{S} \alpha_j \left[\sum_{i \epsilon j} \beta_{ji} (q_{ji} - C_{ji} \right]^{\rho/\rho_j} \right)^{1/\rho}$$

[3]Parks inclut deux variables de Trend, la première servant à mesurer la variation dans le temps des sommes consacrées à l'achat d'un bien une fois la consommation de base satisfaite; la deuxième variable de Trend sert à mesurer les variations dans la consommation de base.

Tableau 1-c (suite)

Auteurs	Données	Modèle et estimation	Problèmes rencontrés
Stone (1954)	Royaume-Uni 1926-1938 6 biens	A) Modèle naïf[1] B) Modèle linéaire de dépenses C) Système mixte[2]	
Yoshihara (1969)	Japon 1902-1960 5 biens	Modèle linéaire de dépenses[3] A) Estimation sans contrainte	On trouve que la consommation de subsistance pour le bien utilité publique est négative non significative
		B) Estimation où l'on contraint les paramètres à prendre des valeurs identiques dans les différentes équations	

[1] $p_i q_i = bim$, $i = 1, \ldots, m$.

[2] Le système est dit mixte en ce sens que certains biens sont traités à partir du modèle naïf tandis que les autres biens sont traités à l'aide du modèle linéaire classique.

[3] Ici la formulation est quelque peu différente :

$$\frac{P_i}{Y} X_i = \alpha_i \frac{P_i}{Y} - \sum_{j=1} \frac{P_j}{Y} + b_i$$

avec $\alpha_i = (1-b_i)\, c_i$ et $\alpha_j (b_i\, c_j)$ $j \neq i$.

s'agit là de résultats incohérents qui sont en contradiction avec les propriétés du modèle. D'une manière générale on peut dire également que ces incohérences se retrouvent particulièrement lorsque les dépenses des ménages sont fortement désagrégées (lorsque l'on utilise un grand nombre de biens). On peut se demander à quoi l'on peut attribuer de tels résultats. Tout d'abord on pourrait avancer qu'il s'agit là d'un problème de fiabilité des données : en effet, il n'est pas rare de constater que la méthode de comptabilisation des données est en fait très approximative (par exemple certaines séries sont construites à partir d'enquêtes faites avec plus ou moins de régularité).

Ainsi, lorque l'on agrège les biens ensemble selon certaines caractéristiques qu'ils peuvent avoir en commun (en biens durables, semi-durables, non-durables et services par exemple) pour pouvoir rendre le système plus facilement estimable on peut ainsi obtenir des résultats d'estimation qui semblent corrects dans la mesure où l'importance du bien pour lequel les données disponibles sont plus ou moins fiables est faible dans le bien composite auquel il appartient.

De plus, il n'est pas rare de constater que la façon de comptabiliser les données change en cours de période ou qu'une série soit affectée par un changement institutionnel quelconque et ce surtout lorsque l'on considère une série chronologique relativement longue.

Nos données, portant sur les dépenses des ménages canadiens pour la période 1947-1977, comportaient au moins un changement important dans le sens de la série sur les dépenses en soins hospitaliers. Ces mêmes données ont été utilisées par Bronsard et Salvas (1979b et 1980) qui ne semblent pas avoir pris ce problème en considération lors de leurs estimations. En effet, l'entrée en vigueur de l'assurance-hospitalisation en 1961, modifie le sens de la série de la façon suivante :

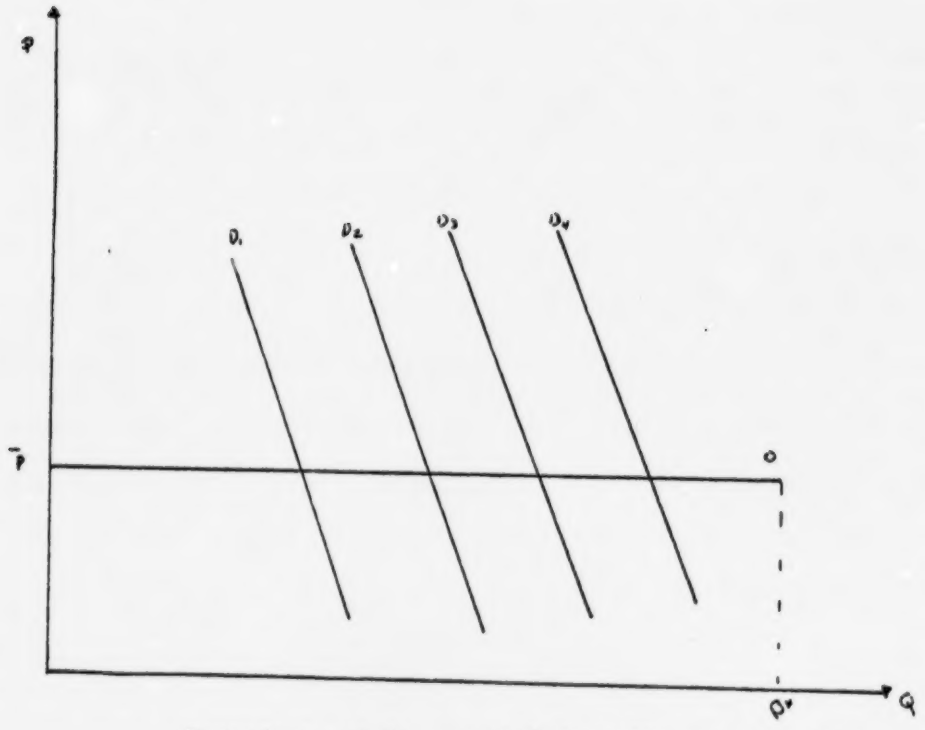
> "La baisse prononcée de cette série est imputable au passage des hôpitaux à but non lucratif du secteur des particuliers à celui des administrations publiques. Ainsi, les dépenses hospitalières sont maintenant considérées comme des dépenses publiques, bien que les dépenses directement affectées aux particuliers, par exemple celles qui ont trait au logement préférentiel, demeurent dans les dépenses personnelles".
> (Statistique Canada #13-531, p. 343).

Peut-être à cause de cela, on remarquera que les soins hospitaliers sont contenus dans le bien hygiène dans leur article 1980 et comme on peut le voir dans le tableau I-a, la relation entre le prix du bien hygiène et sa quantité consommée est positive significative. Dans leur article de 1979, les soins hospitaliers sont inclus dans le biens divers pour lequel on ne note pas de problème d'estimation. Cela est compréhensible dans la mesure où les soins hospitaliers ne représentent pas une part importante du bien divers.

Outre le problème de fiabilité des données, Houthakker (1965) nous donne une autre explication des problèmes d'estimation : en effet, selon lui, on peut facilement rencontrer des problèmes de multicollinéarité dans ces types de modèles; les variables explicatives prix et revenus suivent généralement une tendance relativement similaire. Il devient alors difficile de distinguer et d'identifier les véritables effets des diverses variables explicatives sur la variable dépendante.

On pourrait également expliquer les incohérences rencontrées de trois autres façons à savoir, par la présence de nombreux secteurs réglementés dans l'économie, par une instabilité de l'offre et de la demande et finalement par un biais d'équations simultanées.

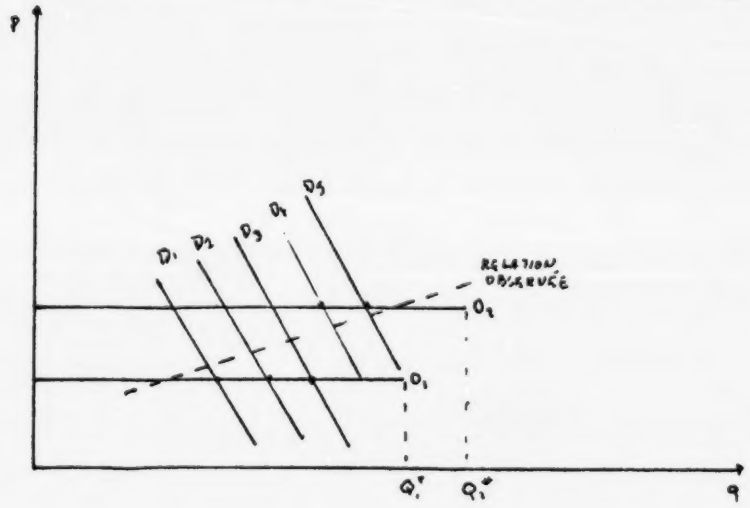
Considérons le premier cas : si on suppose que les prix sont fixés de façon institutionnelle dans certains secteurs de l'économie, on peut se demander si les observations dont on dispose vont nous permettre d'identifier une fonction de demande ou plutôt une fonction d'offre-capacité. En effet, si on suppose la fixité des prix la courbe d'offre devient infiniment élastique et est définie sur l'intervalle (o, Q*) où Q* est la quantité maximale pouvant être produite. Si on suppose également que cette fonction est stable pendant toute la période considérée et que la demande ne l'est pas, alors (si $Q \leq Q^*$) on aura estimé la fonction d'offre plutôt que la demande (avec $\partial p_1/\partial q_1 = 0$) comme on peut le voir sur le graphique suivant :



Cependant, si la quantité demandée est plus grande que la quantité offerte et que le prix reste fixe, alors on a un problème de déséquilibre qui ne se reflète cependant pas dans les données puisque l'on observe la quantité consommée et non la quantité demandée. Dans une telle situation, il faut cependant bien comprendre que le déséquilibre est causé par un problème de variables manquantes : en effet, même si le prix observé est fixe le prix reéel payé par le consommateur va nécessairement augmenter; pour la plupart des biens, il est en effet possible d'envisager que, (en plus du prix observé) les consommateurs aient à payer un montant supplémentaire en terme de temps d'attente (délai dans la livraison, file d'attente dans les magasins, etc.). Ce genre de variable n'étant pas présent dans la liste des variables explicatives du modèle, il est donc possible que les observations dont on dispose ne correspondent pas à un point

d'équilibre (il faut dire que ce genre de variable est souvent impossible à trouver ou même à approximer).

Si l'on suppose maintenant que l'instance décisionnelle contrôle à la fois le prix et la quantité offerte du produit, que la demande n'est pas inférieure à l'offre, et que, au cours de la période analysée, elle décide de les augmenter simultanément suite à des pressions ressenties sur le marché, alors les observations dont on dispose vont nous permettre de trouver une relation positive entre le prix du bien et la quantité consommée comme le traduit le graphique suivant :

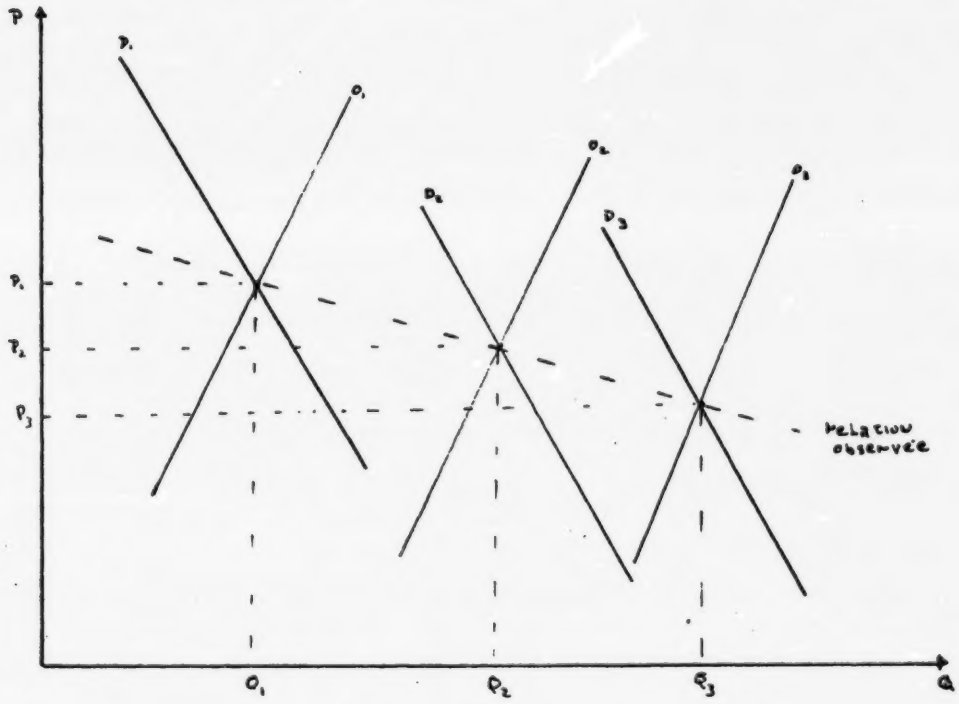


Considérons maintenant le second cas : pour pouvoir estimer une fonction de demande il faut que la fonction d'offre se déplace de façon indépendante de la demande. Pour ce faire il faut nécessairement que la fonction de demande soit caractérisée de façon différente que celle d'offre pour un même bien. Or, on pourrait imaginer une situation où l'on estimerait ni la fonction de demande ni la fonction d'offre, mais plutôt une certaine relation statistique déduite à

partir d'un certain nombre de points d'équilibre formés par l'intersection d'offres et de demandes. Ainsi, si les fonctions d'offre et de demande peuvent s'écrire de la façon suivante :

$$Q^O = f^O(P, Y)$$
$$Q^D = f^D(P, Y)$$

Alors la fonction identifiée n'aura rien à voir avec les fonctions de demande et d'offre comme on peut le voir sur le graphique suivant :



Finalement on ne peut faire abstraction des problèmes possibles engendrés par des biais d'équations simultanées, surtout dans un modèle où le comportement de l'offreur n'est pas analysé et pris en considération (implicitement on suppose alors que les fonctions

d'offre sont parfaitement élastiques). Ainsi, même si on a réussi à identifier la fonction de demande pour un bien quelconque :

$$Q_i^D = f(p_1, p_2, \ldots, p_i, \ldots, p_n, Y)$$

mais que les offreurs ajustent le prix du bien en fonction de la demande espérée

$$p_i = g(Q_i^D)$$

On aura alors que l'élasticité-prix de la demande par rapport au prix que l'on aura estimé sera en définitive biaisé puisqu'elle va refléter à la fois la décision de l'offreur ($\partial Q_1/\partial p_i > 0$) et à la fois celle du consommateur ($\partial Q_1/\partial p_i < 0$).

CHAPITRE III

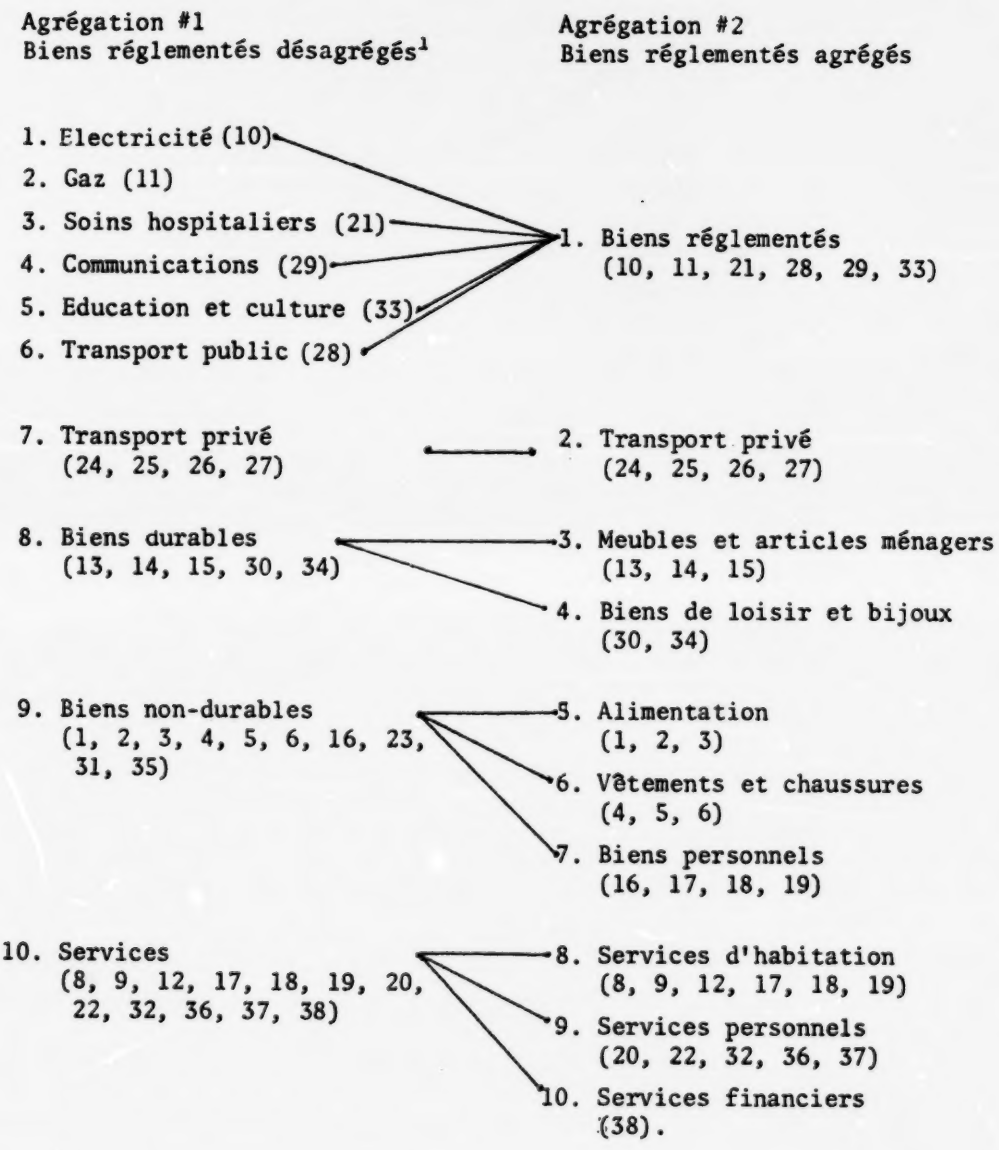
Estimation du modèle

Nous avons estimé le modèle de Rotterdam à partir des données canadiennes annuelles (1947-1977) sur les dépenses personnelles en biens et services de consommation[1]. Cette série est divisée en quarante (40) rubriques et trois d'entre elles ne seront pas utilisées lors de l'estimation. En effet, les loyers bruts imputés (no 7), les dépenses de fonctionnement des organismes à but non lucratif (no 30) ainsi que la dépense nette à l'étranger (no 40) ne sont pas inclus. Les trente-sept (37) autres rubriques ont ensuite été agrégées de deux façons différentes et ce dans le but de vérifier les hypothèses formulées au chapitre précédent. Premièrement en essayant d'isoler le plus grand nombre de biens dont la consommation nous semblait réglementée (6 biens), tandis que les autres biens étaient regroupés en quatre biens composites. Le deuxième agrégat a été formé d'une part en regroupant en un seul bien composite les six biens que nous avions considérés comme réglementés dans la première agrégation et d'autre part en ventilant les quatre biens composites non réglementés en neuf biens. Les composantes de ces deux agrégats sont décrites de façon complète dans le tableau II.

Dans le système (15) considéré, les variables dépendantes sont donc les dépenses des ménages en dollars constants pour les biens

[1]Statistique Canada, catalogue 13-513.

Tableau II



[1]On trouvera en annexe (1) une description complète de chacune des composantes des biens composites.

concernés. De plus, on divise ces dépenses par la population canadienne[1] pour les ramener à un niveau per capita. Pour ce qui est des prix, on obtient des indices en divisant pour chacun des biens les dépenses personnelles des ménages en dollars courants par ces mêmes dépenses en dollars constants puisque :

Dépenses des ménages pour le bien "i" en dollars constants x Indice de prix = Dépenses des ménages pour le bien "i" en dollars courants

Pour ce qui est du revenu (Y_t) on le trouve en faisant la somme des dépenses des ménages en dollars constants et ce pour tous les biens contenus dans l'agrégat.

Finalement les variables dépendantes et explicatives sont transformées en calculant dans un premier temps leur logarithme naturel et en un deuxième temps en les mettant en premières différences. Il est également à noter que les variations de dépenses sont multipliées par la part du bien considéré dans la dépense totale

$$W^*_{it} = (W_{it} + W_{it-1})/2 \qquad i = 1, \ldots, \ell$$

où

$$W_{it} = P_{it} X_{it} / \sum_{1}^{\ell} P_{it} X_{it} \qquad t = 2, \ldots, T$$

---

[1] Statistique Canada, catalogue 10-505R.

Puisque nous ne voulions pas imposer de contraintes et que nos variables explicatives sont toujours les mêmes[1], chacune des équations a été estimée de façon indépendante à l'aide d'un moindre carré ordinaire. De plus, les équations ont été corrigées pour l'autocorrélation, avec la méthode développée par Cochrane et Orcutt (1949) à chaque fois que cela s'imposait. Nous avons considéré l'autocorrélation jusqu'au quatrième ordre, mais les trois premiers se sont avérés suffisants pour obtenir des résidus non autocorrelés comme on peut le voir à l'annexe II.

Notre analyse portera uniquement sur les coefficients de la diagonale de la matrice de Slutsky de même que sur le vecteur des effets-revenus : en effet, c'est en se basant sur le signe ou le niveau de tels coefficients que l'on est le plus apte à juger de la

---

[1]Nous avons dû cependant introduire des variables binaires dans deux équations pour pouvoir tenir compte de l'entrée en vigueur de l'assurance hospitalisaiton en 1961. Ainsi dans l'équation de demande pour les soins hospitaliers nous avons introduit une variable binaire pour capter l'effet de la baisse subite de la série

$$\gamma_t \begin{cases} = \text{si } t = 1961 \\ = 0 \text{ autrement} \end{cases}$$

Nous avons également introduit une autre variable binaire pour expliquer le changement de comportement des individus une fois l'assurance hospitalisation en application puisque la dépense dans ce secteur ne se répartit plus que sur certaines des composantes qui étaient comprises dans cette rubrique avant 1961

$$\theta_t \begin{cases} = 1 \text{ si } t = 1961 \text{ à } 1977 \\ = 0 \text{ autrement} \end{cases}$$

Pour la demande de biens réglementés (qui contiennent les soins hospitaliers) seulement la première de ces variables binaires a été retenue, la part des soins hospitaliers dans les biens réglementés n'étant pas assez importante pour justifier l'introduction de la seconde variable binaire.

validité de la fonction de demande estimée. Quant au reste de la matrice de Slutsky, nous n'avons pas jugé bon de l'analyser en entier, la plupart des coefficients étant souvent non significativement différents de zéro. De plus, les relations de substitution-complémentarité entre plusieurs de ces biens ne sont pas toujours évidentes, ce qui fait qu'il peut s'avérer difficile de se prononcer a priori sur le signe que devraient prendre de tels coefficients[1].

A. Première agrégation

i) Biens réglementés

Dans quatre cas sur six on retrouve des incohérences dans nos résultats. En effet, si l'on fait exception des biens communications et transport en commun on observe toujours soit un coefficient positif pour la variable prix, soit un coefficient négatif pour la variable revenu (ou les deux). Ainsi, on trouve que la quantité consommée d'électricité, de gaz, de soins hospitaliers ainsi que éducation et culture diminue avec une augmentation de revenu ($\partial Q/\partial R < 0$); également, on remarque que la quantité consommée de gaz augmente lorsqu'il y a une hausse du prix de ce bien ($\partial Q/\partial p > 0$). Evidemment, les élasticités-prix et revenus[2] pour les cas énumérés ci-haut ont un signe contraire à celui auquel on s'attend.

[1]On trouvera néanmoins en annexe III les résultats complets des estimés.

[2]Les élasticités-prix sont obtenues en divisant le coefficient prix par la part moyenne du bien dans le budget total

$$B_{ii}/\left(\sum_{i=1}^{30} W_i^*/30\right) = \text{élasticité-prix}$$

L'élasticité-revenu se calcule de façon similaire en utilisant le coefficient revenu

$$b_i/\left(\sum_{i=1}^{30} W^*/30\right) = \text{élasticité-revenu}$$

Examinons plus en détail le cas des biens électricité, soins hospitaliers et éducation et culture. Tout d'abord, on doit mentionner que, même si les propensions marginales à consommer sont négatives pour ces trois biens, leurs coefficients respectifs ne sont jamais significativement différents de zéro, ce qui atténue un peu l'effet de ce résultat inattendu. De plus, l'élasticité-prix étant, pour chacun des biens, de signe attendu et de niveau acceptable, on peut penser que l'on a bel et bien estimé des fonctions de demande. Reste à savoir maintenant pourquoi les propensions marginales à consommer sont incorrectes. Premièrement, il ne semble pas que cela soit attribuable à la multicollinéarité : en effet, le degré de corrélation entre la variable revenu et les variables de prix est toujours a un niveau acceptable pour des données de séries chronologiques (en fait la corrélation ne dépasse jamais .60 avant et après correction pour l'autocorrélation).

On pourrait toutefois penser qu'il nous manque certaines variables importantes dans notre spécification et que l'omission de telles variables aurait coloré nos coefficients. Par exemple, il semblerait important d'inclure (si cela était possible) une variable de temps d'attente dans le cas de la demande de soins hospitaliers. Pour ce qui est de l'électricité et éducation et culture, il n'est pas évident que ces biens ont été tout au long de la période réellement accessibles à tous les individus qui formaient notre échantillon (on a qu'à penser aux zones rurales par exemple) ce qui implique que la quantité consommée ne correspondrait pas à la quantité demandée du moins pour une certaine partie de l'échantillon.

Tableau III

	B (Prix)	-Elast. prix	b (Revenu)	-Elast. revenu	RHO1	RHO2	RHO3	RHO4	$R^{2[1]}$
Electricité	-0.006 (-4.03)	-0.42	-0.002 (-1.13)	-0.14	-	-	-	-	0.64
	-0.006 (-3.35)	-0.42	-0.0008 (-0.35)	-0.06	0.724 (6.39)	-	-	-	0.74
Gaz	0.002 (2.66)	0.44	-0.002 (-1.17)	-0.44	-	-	-	-	0.69
	0.001 (1.27)	0.22	-0.002 (-1.19)	-0.44	-0.613 (-4.10)	-	-	-	0.76
Soins hospitaliers	-0.02 (-2.95)	-1.46	-0.01 (-1.02)	-0.73	-	-	-	-	0.99
	-0.01 (-1.90)	-0.73	-0.004 (-0.51)	-0.29	0.764 (8.57)			-	0.99
Communications	-0.01 (-4.22)	-0.70	0.007 (2.44)	0.50	-		-	-	0.77
	-0.011 (-3.96)	-0.77	0.008 (3.03)	0.56	-0.786 (-4.7)	-0.526 (-2.95)	-0.445 (-2.76)	-	0.87
Education et culture	-0.02 (-2.28)	-1.14	-0.004 (-0.37)	-0.34	-	-	-	-	0.65
	-0.02 (-2.09)	-1.14	-0.007 (-0.62)	-0.40	0.640 (4.70)	-	-	-	0.71
Transport public	-0.012 (-1.17)	-0.57	0.02	1.45	-	-	-	-	0.62
	-0.017 (-1.63)	-0.80	0.037 (4.59)	1.75	-	-0.295 (-2.59)	0.330 (2.91)	-	0.78
Transport privé	0.002 (0.04)	0.02	0.26 (5.64)	2.25	-	-	-	-	0.68
	0.01 (0.21)	0.09	0.28 (5.27)	2.42	-0.422 (-2.52)	-	-	-	0.72
Biens durables	-0.02 (-0.44)	-0.17	0.25 (7.29)	2.01	-	-	-	-	0.90
Biens non durables	0.01 (0.24)	0.02	0.15 (3.07)	0.35	-	-	-	-	0.91
Services	-0.22 (-4.06)	-0.90	0.15 (5.43)	0.62	-	-	-	-	0.71
	-0.21 (-4.65)	-0.86	0.15 (6.19)	0.62	-0.224 (-1.60)	-0.402 (-2.91)	-	-	0.80

[1]Toujours calculés à partir des variables dépendantes non transformées.

Dans le cas du gaz, on peut raisonnablement affirmer que la fonction estimée n'en est pas une de demande mais plutôt d'offre-capacité tel que nous l'avons montré dans le chapitre précédent.

Finalement les paramètres estimés pour les biens communications et transport en commun sont de signes attendus et le niveau des élasticités-prix et revenus semblent dans les deux cas acceptables. Encore une fois on peut donc dire que l'on a effectivement estimé des fonctions de demandes dans les deux cas et ce en dépit de la réglementation qui touche ces deux secteurs. On pourrait expliquer ce phénomène par le fait que la réglementation est un phénomène relativement récent dans le domaine des communications tandis que pour le transport en commun il n'est pas évident qu'elle soit ou ait été particulièrement contraignante (en fait la réglementation touche beaucoup plus l'aspect sécurité des véhicules que l'aspect tarification ou niveau de service).

ii) Les biens non réglementés

Pour chacun des biens on remarque que le coefficient du revenu est acceptable de même que le niveau des élasticités-revenus. En fait les seules incohérences se situent au niveau du signe du coefficient associé au prix du transport privé et des biens non-durables. On peut facilement penser qu'il s'agit là d'un biais d'estimation causé par le fait que l'on a négligé le comportement de l'offreur. Le coefficient estimé pourrait ainsi refléter partiellement le comportement de l'offreur. Ainsi si on considère que les

consommateurs sont peu sensibles au prix des biens non durables et au prix des biens de transport, les offreurs pourraient fort bien augmenter les prix de ces biens s'ils anticipent une augmentation de la demande, ce qui expliquerait la relation estimée.

B. Deuxième agrégat

i) Le bien réglementé

Contrairement ce à quoi on aurait pu s'attendre, les coefficients ont des signes cohérents avec les postulats microéconomiques fondamentaux. Le niveau des élasticités-prix et revenus bien que difficile à juger vu la nature plutôt hétérogène de ce bien composite semble tout à fait acceptable. Cependant, on pourrait peut être remettre en cause l'agrégation qui a été faite ici en ce sens qu'il n'est pas certain que les variations de prix de tous les biens compris dans ce bien composite soient proportionnelles. On aurait donc possiblement un biais d'agrégation pour cette fonction.

ii) Les autres biens

Contrairement à ce qui se passait avec les biens réglementés, le fait d'avoir ventilé les autres biens n'a pas amené d'incohérences flagrantes. Ainsi tous les coefficients de la variable revenu ont le signe attendu, sont toutes significatives (sauf dans le cas des services financiers et services d'habitation); de plus la taille des élasticités de la demande par rapport au revenu réel est toujours acceptable. Pour ce qui est des coefficients associés au prix des biens ils sont tous négatifs et significatifs à

Tableau IV

	B (Prix)	-Elast. prix	B (Revenu)	-Elast. revenu	RHO1	RHO2	RHO3	RHO4	$R^{2\,1}$
Biens réglementés	-0.05 (-1.29)	-0.58	0.05 (2.63)	0.58	-	-	-	-	0.96
	-0.04	-0.46	0.03	0.35	-	-0.47 (-3.09)	-	-	0.97
Transport privé	-0.11 (-1.68)	-0.95	0.21 (4.26)	1.82	-	-	-	-	0.72
	-0.16 (-1.65)	-1.38	0.17 (4.01)	1.47	-0.728 (-5.27)	-0.663 (-5.47)	-	-	0.84
BIENS DURABLES									
Meubles, articles ménagers	-0.002 (-0.43)	-0.02	0.12 (4.18)	1.38	-	-	-	-	0.55
	0.01 (0.29)	0.12	0.12 (5.11)	1.38	-0.562 (-3.65)	-	-	-	0.85
Loisirs et bijoux	-0.07 (-2.60)	-1.87	0.08 (4.48)	2.13	-	-	-	-	0.80
	-0.05 (-2.18)	-1.33	0.08 (4.75)	2.13	0.316 (1.93)	0.175 (1.16)	-	-	0.82
BIENS NON DURABLES									
Aliments, boissons, tabac	-0.09 (-2.33)	-0.32	0.13 (2.98)	0.47	-	-	-	-	0.81
	-0.15 (-6.18)	-0.54	0.10 (3.37)	0.36	-	-0.384 (-4.62)	-	-	0.92
Vêtements et chaussures	-0.06 (-2.29)	-0.61	0.10 (4.39)	1.02	-	-	-	-	0.87
	-0.06 (-1.70)	-0.61	0.09 (4.08)	0.91	-0.264 (-1.43)	-	-	-	0.80
Biens personnels	-0.07 (-4.73)	-1.32	0.04 (4.82)	0.76	-	-	-	-	0.87
	-0.07 (-4.68)	-1.32	0.04 (4.69)	0.76	-0.187 (-1.04)	-	-	-	0.86
SERVICES									
Services financiers	-0.05 (-8.16)	-1.17	0.01 (1.00)	0.23	-	-	-	-	0.83
Services d'habitation	-0.04 (-1.38)	-0.45	0.01 (0.79)	0.11	-	-	-	-	0.52
	-0.02 (-0.90)	-0.22	0.01 (1.01)	0.11	-0.521 (-3.48)	-	-	-	0.61
Services personnels	-0.03 (-0.62)	-0.27	0.15 (6.26)	1.35	-	-	-	-	0.78
	-0.09 (-2.01)	-0.81	0.17 (6.65)	1.53	-	-0.424 (-3.16)	-	-	0.82

[1]Toujours calculés à partir des variables dépendantes non transformées.

l'exception du coefficient affectant le prix de la catégorie meubles et articles ménagers (après correction pour l'autocorrélation d'ordre 1). Finalement on est aucunement surpris par le niveau des élasticités de la demande par rapport au prix du bien.

CONCLUSION

Ce travail aura permis de constater en tout premier lieu que les résultats obtenus à partir des systèmes complets de demande contiennent assez régulièrement des incohérences avec la théorie microéconomique. Les assises théoriques de ces modèles étant on ne peut plus solides il faut chercher l'explication de telles incohérences du côté empirique.

Comme nous l'avons exposé au cours de ce travail, on peut penser que les mauvais résultats obtenus s'expliquent par la présence de secteurs réglementés dans l'économie, par une agrégation sur les biens déficientes ou tout simplement par une mauvaise qualité des séries économiques utilisées.

Ainsi, à partir de nos propres estimations et en analysant les résultats obtenus par plusieurs auteurs on peut penser que le fait de retrouver des incohérences assez régulièrement pour certains biens donnés (notamment le logement) est un signe assez convaincant que l'on a alors dans ces cas des problèmes d'identification causés par la réglementation.

On note de plus que le nombre de nos cas problèmes augmente au fur et à mesure que l'on désagrège les modèles ce qui pourrait encore une fois s'expliquer par le fait que l'on isole ainsi des biens soumis à une réglementation quelconque ou encore que les données sont plus ou moins fiables à un niveau aussi désagrégé.

Donc, en guise de conclusion générale on peut dire que pour pouvoir expliquer de façon convaincante le comportement des consommateurs il faut également s'interroger sur le processus d'offre sous-jacent. Egalement, il faut bien se rendre compte qu'entre la formulation théorique d'un modèle et son application il existe un pas qu'il faut franchir avec la plus grande prudence.

ANNEXES

ANNEXE I

Composantes de chacun des biens composites : agrégat #1

Electricité	Electricité	10
Gaz	Gaz	11
Soins hospitaliers	Soins hospitaliers et analogues	21
Communications	Téléphone	29
	Poste	
	Télégrammes et câblogrammes	
Education et culture	Université	33
	Ecoles privées	
	Autres services éducatifs et culturels	
Transport public	Transport ferroviaire (y compris messageries)	28
	Transport urbain et interurbain	
	Transport aérien	
	Transport maritime	
	Taxis	
	Déménagement et entreposage	
Transport public	Voitures particulières neuves	24
	Voitures usagées (portion nette)	
	Entretien et réparation des voitures	25
	Pièces et accessoires de voiture	
	Essence, huile et graisse	26
	Bacs, ponts, tunnels et autoroutes à péage	27
	Frais de service - assurance automobile	
	Location de garages	
	Stationnement	
	Cours de conduite automobile	
	Location de voitures	

Biens durables	Meubles	13
	Couvre-planchers	
	Rembourrage et réfection des meubles	
	Réfrigérateurs et congélateurs	14
	Lessiveuses et sécheuses	
	Cuisinières	
	Autres appareils ménagers	
	Tondeuses à gazon	
	Réparation d'équipement ménager	
	Outils et fournitures de jardinage	
	Menus articles	15
	Tissu à la pièce	
	Lingerie et articles d'ameublement ménager	
	Valises et articles en cuir	
	Porcelaine, verrerie et poterie	
	Lampes, appliques et accessoires	
	Argenterie et ustensiles	
	Quincaillerie et réparation de la maison	
	Remorques et roulottes	30
	Bicyclettes et motocyclettes	
	Radios et autres systèmes phoniques	
	Téléviseurs	
	Bateaux, moteurs et accessoires	
	Caméras, appareils-photo et accessoires	
	Equipement de sport et de camping	
	Jouets et jeux	
	Instruments de musique et accessoires	
	Réparation de matériel de divertissement	
	Montres et bijoux	34
	Réparation de montres et bijoux	
Biens non-durables	Alimentation et boissons non alcooliques	1
	Produits de la ferme autoconsommés	
	Autres dépenses d'alimentation imputées	
	Boissons alcooliques	2
	Produits du tabac	3
	Vêtements pour hommes et garçons	4
	Vêtements, forces armées	
	Vêtements pour femmes, jeunes filles et enfants	5
	Couture, réparations et retouches	
	Chaussures	6
	Réparation des chaussures	

Biens non-durables (suite)	: Savons et autres nettoyeurs Autres fournitures ménagères Fleurs	16
	Médicaments et articles pharmaceutiques	23
	Papeterie, livres, journaux et revues	31
	Cosmétiques et articles de toilette	35
Services	: Loyers bruts versés Taxe d'eau (loyers versés) Location de meubles et d'appareils ménagers Services de conciergerie	8
	Hébergement imputé Hébergement payé Hébergement dans les universités	9
	Autres combustibles	12
	Nettoyage et blanchissage Nettoyage et blanchissage en libre service	17
	Service domestique Garde d'enfants	18
	Frais de service - assurance-biens Frais de service - assurance-vol Services ménagers divers	19
	Soins médicaux Soins dentaires Autres soins de santé	20
	Frais de service - régimes privés d'assurance-maladie Frais de service - assurance accident-maladie Commissions des accidents de travail, paiements (-) Paiements pour blessures sur chemins de fer (-)	22
	Loisirs Clubs sociaux et de loisirs Télédistribution Cinémas Photographie	32
	Coiffure pour hommes et pour dames Autres soins personnels Funérailles et inhumation	36
	Repas pris à l'extérieur (y compris pourboires) Portion "service" des boissons alcooliques Hébergement dans les hôtels Pension	37

Services (suite)	: Intérêt imputé - sociétés de fiducie	
	Intérêt imputé - Banque du Canada	
	Commissions sur transactions de valeurs mobilières	
	Intérêt sur la dette de consommation (dépenses administratives)	38
	Intérêt imputé - caisses d'épargne et de crédit	
	Frais de service - assurance-vie	
	Frais bancaires versés	
	Frais bancaires imputés	
	Frais de service - caisses d'épargne et de crédit	
	Frais de service - fonds de pension	
	Intérêt imputé - compagnies de prêt hypothécaire	
	Frais de service - fonds mutuels	
	Honoraires d'avocats	

Grâce au tableau II il est possible de retrouver les composantes des divers biens de l'agrégat #2 à partir des renseignements donnés plus haut.

ANNEXE II

AGREGATION #1

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	ECART-TYPE
ELECTRICITE													
T=30													
AUTOCORRELATION	.19	.13	.09	-.14	.16	.16	-.04	.04	-.16	-.19	-.05	-.04	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.19	.10	.05	-.19	.21	.14	-.13	-.03	-.11	-.13	-.04	.04	.18
ORDRE 1													
AUTOCORRELATION	.10	.17	-.13	-.20	-.26	.16	-.10	.10	.09	0.00	0.00	.03	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.10	.16	-.17	-.21	-.19	.28	-.12	-.08	-.13	.06	.13	-.11	.19
GAZ													
T=30													
AUTOCORRELATION	-.22	.19	.19	-.24	.26	-.03	-.15	.16	-.43	.03	-.01	-.13	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.22	.15	.27	-.20	.11	.10	-.17	-.02	-.33	-.12	.06	.12	.18
ORDRE 1													
AUTOCORRELATION	-.21	-.10	.13	-.25	.22	.03	-.05	.19	-.42	-.05	.15	.01	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.21	-.15	.08	-.24	.16	.04	.06	.14	-.34	-.20	-.05	.16	.19
SOINS HOSPITALIERS													
T=30													
AUTOCORRELATION	.17	-.08	-.06	-.08	-.30	-.22	.12	.12	-.12	-.06	.10	-.12	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.17	-.11	-.03	-.07	-.30	-.16	.12	.01	-.21	-.12	.02	-.17	.18
ORDRE 1													
AUTOCORRELATION	.11	.07	-.18	-.06	-.19	-.17	-.11	-.04	-.11	.07	.13	.05	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.11	.06	-.20	-.02	-.15	-.17	-.07	-.08	-.19	.02	.05	-.11	.19

AGREGATION #1 (SUITE)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	ECART-TYPE
COMMUNICATIONS													
T=30													
AUTOCORRELATION	-.40	-.02	-.20	.08	.21	-.04	-.20	.07	-.10	.20	-.06	-.04	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.40	-.21	-.37	-.27	.08	.09	-.16	-.01	-.19	-.10	-.02	-.02	.18
ORDRE 1,2,3													
AUTOCORRELATION	-.28	-.16	-.05	-.14	.34	.01	-.16	-.01	-.22	.12	.10	-.10	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.28	-.25	-.20	-.32	.15	.13	-.01	0.00	-.25	-.21	-.16	-.18	.19
EDUCATION													
T=30													
AUTOCORRELATION	.17	.17	.25	.02	.19	-.02	-.10	-.13	-.18	-.30	-.20	-.11	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.17	.14	.21	-.06	-.17	-.13	-.12	-.18	-.09	-.28	-.05	.05	.18
ORDRE 1													
AUTOCORRELATION	-.10	.03	.01	.24	.09	.27	-.12	.02	.02	-.22	-.12	-.03	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.10	.02	.01	.24	.15	-.27	-.24	-.08	.01	-.08	-.02	-.07	.19
TRANSPORT PUBLIC													
T=30													
AUTOCORRELATION	.04	-.03	.13	.11	.29	.07	-.05	-.07	-.16	-.14	-.20	-.09	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.04	-.03	.13	.10	.30	.06	-.05	-.17	-.28	.02	-.27	.04	.18
ORDRE 2,3													
AUTOCORRELATION	.16	-.15	-.11	.10	.25	.06	-.12	-.14	-.28	.02	-.02	-.04	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.16	-.18	-.06	.11	.20	.01	-.06	-.09	-.34	.02	-.14	.01	.19

AGREGATION #1 (SUITE)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	ECART-TYPE
TRANSPORT PRIVE													
T=30													
AUTOCORRELATION	-.25	.06	-.0	0.00	-.09	.23	.10	0.00	-.21	.13	-.24	.03	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.25	-.01	-.03	-.01	-.10	.20	.24	.08	-.22	.03	-.17	-.14	.18
ORDRE 1													
AUTOCORRELATION	-.10	-.26	-.03	.06	-.12	.25	.15	-.10	-.15	.08	-.21	.01	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.10	-.27	-.10	-.03	-.17	.23	.17	.07	-.03	.03	-.27	-.12	.19
DURABLES													
T=30													
AUTOCORRELATION	.01	-.06	-.02	-.13	.02	-.07	.07	-.18	-.03	.05	.11	0.00	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.01	-.06	-.02	-.13	.02	-.09	.07	-.22	-.01	0.00	.14	-.08	.18
NON-DURABLES													
T=30													
AUTOCORRELATION	.12	-.16	-.03	-.07	-.01	-.06	-.22	-.13	.04	.18	.03	-.17	.12
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.12	-.18	.01	-.10	.02	-.10	-.21	-.12	-.01	.12	-.04	-.17	.12
SERVICES													
T=30													
AUTOCORRELATION	-.24	.11	-.34	.11	.07	.15	-.04	.23	-.28	.03	-.14	.03	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.24	.06	-.32	-.05	.14	.10	.03	.35	-.14	-.14	-.01	-.27	.18
ORDRE 1,3													
AUTOCORRELATION	-.26	-.07	-.13	-.28	.33	.06	.10	.06	-.32	-.08	.18	-.03	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.26	-.15	-.21	-.25	.04	.07	.13	.23	-.01	-.19	.08	-.12	.19

AGREGATION #2

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	ECART-TYPE
BIENS REGLEMENTES													
T=30													
AUTOCORRELATION	.14	-.25	.01	.06	.12	.04	-.17	.06	.06	-.08	.20	0.00	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.14	-.28	.11	-.04	.16	-.02	-.12	.13	-.08	-.01	.24	-.13	.18
ORDRE 2													
AUTOCORRELATION	-.05	-.12	0.00	-.07	.03	.10	-.16	.03	0.00	-.01	.16	-.02	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.05	-.12	-.01	-.08	.02	.08	-.15	.04	-.03	.01	.14	-.01	.19
TRANSPORT PRIVE													
T=30													
AUTOCORRELATION	-.16	-.15	.14	0.00	-.14	.06	-.11	.03	-.19	-.01	.02	.01	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.16	-.18	.08	.01	-.11	.01	-.15	.02	-.25	-.07	-.08	0.00	.18
ORDRE 1,2													
AUTOCORRELATION	-.17	.03	-.19	.20	-.24	-.04	-.11	.10	-.13	.30	.02	-.03	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.17	0.00	-.19	.15	-.21	-.14	-.10	-.04	-.11	.26	.10	-.11	.19
MEUBLES ET ART. MENA.													
T=30													
AUTOCORRELATION	-.23	-.13	.18	-.10	-.01	.02	-.07	-.21	.23	-.17	.01	-.01	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.23	-.19	.11	-.05	-.01	-.02	-.05	-.27	.11	-.17	.04	-.17	.18
ORDRE 1													
AUTOCORRELATION	-.21	-.19	.14	-.07	.02	.07	-.17	-.16	.18	-.15	.12	-.06	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.21	-.25	.04	-.08	.03	.05	-.13	-.24	.01	-.19	.12	-.12	.19

AGREGATION #2 (SUITE)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	ECART-TYPE
LOISIRS ET BIJOUX													
T=30													
AUTOCORRELATION	.12	.04	-.02	-.41	-.03	-.15	-.11	.03	.04	.12	.01	.14	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.12	.03	-.03	-.41	.08	-.15	-.09	-.14	.10	-.02	-.11	.12	.18
ORDRE 1,2													
AUTOCORRELATION	.13	-.01	-.02	-.26	-.01	-.21	-.18	-.05	.01	.14	-.07	.02	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.13	-.03	-.02	-.26	.07	-.25	-.13	-.12	.03	-.01	-.19	-.02	.19
ALIM. BOIS. ET TABAC													
T=30													
AUTOCORRELATION	-.07	-.38	0.00	-.10	.16	.06	-.29	-.02	.16	.02	.04	-.15	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.07	-.39	-.07	-.31	.12	-.10	-.23	-.14	-.04	-.08	-.01	-.18	.18
ORDRE 2													
AUTOCORRELATION	-.29	.16	-.24	-.06	-.10	.16	-.30	.08	.17	-.10	.21	-.24	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.29	.08	-.23	-.23	-.16	.05	-.38	-.30	.23	-.23	-.11	-.20	.19
VETEMENTS ET CHAUS.													
T=30													
AUTOCORRELATION	-.11	.20	-.15	.03	-.02	-.02	0.00	-.02	-.20	-.10	-.28	-.03	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.11	.19	-.12	-.04	.03	-.03	-.01	-.01	-.23	-.14	-.26	-.13	.18
ORDRE 1													
AUTOCORRELATION	.03	.08	-.11	-.06	-.02	0.00	.11	-.08	-.27	-.15	-.26	-.02	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	.03	.08	-.12	-.06	0.00	-.01	.10	-.10	-.30	-.11	-.25	-.10	.19

AGREGATION #2 (SUITE)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	ECART-TYPE
BIENS PERSONNELS													
T=30													
AUTOCORRELATION	-.17	-.14	.06	.23	-.41	-.18	.09	-.03	-.14	.08	.10	.04	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.17	-.17	.01	.23	-.35	-.29	-.11	-.13	-.02	-.05	-.12	0.00	.18
ORDRE 1													
AUTOCORRELATION	-.08	-.16	.09	.16	-.20	-.24	.09	-.06	-.10	.11	.11	.07	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.08	-.17	.07	.15	-.24	-.27	-.10	-.12	0.00	0.00	-.12	.03	.19
SERVICES FINANCIERS													
T=30													
AUTOCORRELATION	0.00	-.13	-.14	.04	-.04	-.17	-.25	-.05	.12	.08	-.24	.14	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	0.00	-.13	-.14	.02	-.08	-.19	-.28	-.18	-.05	-.06	-.37	-.01	.18
SERVICES D'HABITATION													
T=30													
AUTOCORRELATION	-.31	.14	-.18	.38	-.32	.07	.13	.13	-.02	-.08	.21	-.27	.18
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.31	.05	-.14	.32	-.15	-.11	.28	.06	.17	-.08	.07	-.21	.18
ORDRE 1													
AUTOCORRELATION	-.05	-.23	-.06	.23	-.17	0.00	.11	.06	-.02	-.10	.06	-.22	.19
AUTOCORRELATION PARTIELLE	-.05	-.24	-.10	.17	-.19	.07	.08	.02	.12	-.13	.08	-.28	.19

AGREGATION #2 (SUITE)

SERVICES PERSONNELS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	ECART-TYPE
=30													
UTOCORRELATION	-.05	-.17	.08	-.15	-.09	.09	-.19	-.09	-.15	-.13	.14	.01	.18
UTOCORRELATION PARTIELLE	-.05	-.17	.06	-.17	-.09	.02	-.21	-.11	-.31	-.23	-.08	-.20	.18
RDRE 2													
UTOCORRELATION	-.16	-.07	.14	-.04	-.17	-.03	-.04	-.23	-.03	0.00	.01	.01	.19
UTOCORRELATION PARTIELLE	-.16	-.10	.12	0.00	-.16	-.11	-.08	-.24	-.20	-.16	-.03	-.07	.19

ANNEXE III

Liste des variables

La plupart des variables sont précédées soit d'un "p" ou d'un "q" : le p signifie prix tandis que le q signifie quantité consommée (per capita). Les variables sont donc :

ELE : électricité.

GAZ : gaz.

SHOS : soins hospitaliers.

COM : communications.

EDCU : éducation et culture.

TEC : transport en commun.

TRANS : transport privé.

DUR : biens durables.

NDUR : biens non durables.

SER : services.

BREG : biens réglementés.

BMM : meubles et articles ménagers.

DLB : biens de loisirs et bijoux.

NDVC : vêtements et chaussure.

NDPER : biens personnels.

SERF : services financiers.

SERH : services d'habitation.

SERP : services personnels.

Les autres variables sont :

REV : le revenu.

α : la constante.

BCHS : variable binaire qui tient compte du changement dans la série des soins hospitaliers.

BCHC : variable binaire qui tient compte du changement dans la composition du bien soins hospitaliers.

Agrégat #1

	QELE	PGAZ	PSHOS	PCOM	PEDCU	PTEC	PTRANS	PDUR	PNDUR	PSER	REV	α
QELE	-0.006	0.001	0.001	0.004	-0.0004	0.003	0.002	-0.002	-0.003	0.005	-0.001	0.001
	(-3.35)	(0.47)	(0.64)	(1.86)	(-0.20)	(1.36)	(0.65)	(-0.45)	(-1.21)	(1.43)	(-0.36)	(4.39)
QGAZ	-0.004	0.001	-0.004	0.001	0.001	0.005	0.001	-0.008	0.008	-0.003	-0.002	0.0004
	(-2.55)	(1.27)	(-2.43)	(0.40)	(0.72)	(2.41)	(0.49)	(-2.49)	(3.63)	(-1.15)	(-1.18)	(4.09)
QSHOS[1]	-0.008	0.004	-0.016	-0.001	0.007	0.012	-0.003	-0.010	0.008	0.002	-0.008	0.001
	(-1.33)	(1.28)	(-2.95)	(-0.13)	(1.25)	(1.49)	(-0.39)	(-0.83)	(0.97)	(0.20)	(-1.03)	(3.34)
QCOM	0.006	0.002	-0.004	-0.009	-0.007	0.006	-0.004	0.002	0.001	0.013	0.005	0.0005
	(1.90)	(0.94)	(-1.35)	(-2.78)	(-2.18)	(1.53)	(-0.96)	(0.29)	(0.31)	(2.23)	(1.52)	(2.76)
QEDUC	0.006	-0.008	-0.015	-0.012	-0.021	0.033	-0.016	-0.013	0.005	0.033	-0.007	0.001
	(0.64)	(-1.48)	(-1.78)	(-1.22)	(-2.09)	(2.56)	(-1.16)	(-0.65)	(0.40)	(1.74)	(-0.63)	(1.93)
QTEC	0.011	-0.005	0.005	-0.014	-0.002	-0.012	-0.004	0.014	0.005	-0.001	0.031	-0.001
	(1.45)	(-1.15)	(0.79)	(-1.86)	(-0.23)	(-1.17)	(-0.40)	(0.93)	(0.47)	(-0.07)	(3.52)	(-1.37)
QTRANS	-0.048	0.028	-0.030	0.020	0.046	-0.149	0.013	0.188	-0.032	-0.087	0.277	0.005
	(-1.10)	(1.07)	(-0.75)	(0.43)	(1.02)	(-2.53)	(0.21)	(2.11)	(-0.53)	(-0.98)	(5.27)	(1.75)
QDUR	-0.031	0.003	0.005	0.026	0.046	-0.119	0.001	-0.026	-0.025	0.121	0.250	-0.002
	(-1.15)	(0.21)	(0.21)	(0.91)	(1.66)	(-3.30)	(0.03)	(-0.48)	(-0.69)	(2.24)	(7.64)	(-1.38)
QNDUR	0.029	-0.012	-0.030	0.023	-0.061	0.178	-0.019	-0.254	-0.008	0.235	0.180	-0.004
	(0.69)	(-0.50)	(-0.80)	(0.53)	(-1.42)	(3.19)	(-0.32)	(-3.01)	(-0.14)	(2.80)	(3.60)	(-1.45)
QSER	0.042	0.014	0.026	-0.030	-0.0004	-0.004	0.004	0.041	0.050	-0.198	0.148	0.005
	(1.61)	(0.90)	(1.12)	(-1.08)	(-0.02)	(-0.13)	(0.12)	(0.77)	(1.39)	(-3.76)	(4.75)	(2.77)

[1]Deux variables dichotomiques ont été rajoutées dans cette équation. La première qui devait expliquer le changement dans la définition de la série a pris une valeur de -0.031 et un test "t" de -37.97. Celle qui devait tenir compte du changement de comportement des consommateurs a pris la valeur de -0.001 et un test "t" de -2.97.

Agrégat #1 (suite)

	QELE	PGAZ	PSHOS	PCOM	PEDUC	PTEC	PTRANS	PDUR	PNDUR	PSER	REV	α	ρ_1	ρ_2	ρ_3
QELE	-0.006	-0.001	-0.003	0.003	0.0005	0.007	0.001	-0.005	0.0001	0.009	-0.002	0.0005	0.724	-	-
	(-4.03)	(-0.84)	(-2.13)	(2.05)	(0.37)	(3.23)	(0.072	(-2.26)	(0.08)	(3.11)	(-1.13)	(2.63)	(6.39)		
QQA2	-0.004	0.002	-0.003	-0.001	0.002	0.005	0.0005	-0.010	0.011	-0.006	-0.002	0.0005	-0.613	-	-
	(-3.10)	(2.66)	(-2.49)	(-0.43)	(1.29)	(3.16)	(0.23)	(-2.91)	(4.54)	(-1.93)	(-1.17)	(6.25)	(-4.10)		
QSHOS[1]	-0.005	0.002	-0.008	-0.003	0.006	0.008	-0.0002	-0.0004	0.002	-0.004	-0.004	0.002	0.764	-	-
	(-1.11)	(0.65)	(-1.90)	(-0.63)	(1.45)	(1.21)	(-0.04)	(-0.05	(0.37)	(-0.42)	(-0.51)	(2.52)	(8.57)		
QCOM	0.007	0.001	-0.001	-0.011	-0.006	0.002	0.0007	0.002	-0.001	0.010	0.008	0.0006	-0.786	-0.526	-0.445
	(3.06)	(1.38)	(-0.51)	(-3.97)	(-2.21)	(0.45)	(0.17)	(0.37)	-0.25)	(1.80)	(3.03)	(4.89)	(-4.70)	(-2.95)	(-2.76)
QEDCU	-0.005	0.0003	-0.006	-0.006	-0.019	-0.013	-0.005	-0.004	-0.003	0.023	-0.004	0.002	0.640	-	-
	(-0.53)	(0.06)	(-0.74)	(-0,60)	(-2.29)	(-0.95)	(-0.41)	(-0.26)	(-0.27)	(1.38)	(-0.38)	(1.63)	(4.70)		
QTEC	0.006	-0.004	-0.001	-0.009	-0.001	-0.017	0.021	0.004	-0.0005	-0.001	0.037	-0.0003	-	-0.295	0.329
	(1.09)	(-1.21)	(-0.22)	(-1.26)	(-0.21)	(-1.62)	(1.94)	(0.26)	(-0.04)	(-0.11)	(4.59)	(-0.68)		(-2.58)	(2.90)
QTRANS	-0.047	0.036	-0.042	0.026	0.039	-0.156	0.002	0.237	-0.086	-0.045	0.259	0.005	-0.422	-	-
	(-1.16)	(1.67)	(-1.10)	(0.65)	(0.90)	(-3.05)	(0.04)	(2.50)	(-1.77)	(-0.51)	(5.64)	(2.24)	(-2.52)		
QDUR															
QNDUR															
QSER	0.032	0.21	0.012	-0.040	0.005	-0.011	0.035	0.034	0.059	-0.210	0.152	0.006	-0.224	-	-0.402
	(1.55)	(1.91)	(0.59)	(-1.57)	(0.23)	(-0.35)	(1.11)	(0.74)	(1.90)	(-4.66)	(6.187)	(4.60)	(-1.60)		(-2.91)

[1]Deux variables dichotomiques ont été rajoutées dans cette équation. La première qui devait expliquer le changement dans la définition de la série a pris une valeur de -0.031 et un test "t" de -50.77. Celle qui devait tenir compte du changement de comportement des consommateurs a pris la valeur de -0.002 et un test "t" de -3.04.

Agrégat #2

	PBREG	PTRANS	PBDMM	PDLB	PBNABT	PNDVL	PNDPER	PSERF	PSERH	PSERP	REV	α
QBREG[1]	-0.049	0.047	-0.056	0.032	-0.026	0.022	0.019	0.005	-0.034	0.056	0.054	0.002
	(-1.29)	(1.72)	(-1.63)	(1.01)	(-1.62)	(1.04)	(0.61)	(0.54)	(-0.78)	(1.48)	(2.63)	(1.35)
QTRANS	-0.045	-0.125	0.240	-0.115	0.073	-0.022	0.061	0.002	0.082	-0.289	0.214	0.008
	(-0.61)	(-1.68)	(2.55)	(-1.54)	(1.67)	(-0.04)	(0.76)	(0.08)	(0.84)	(-2.85)	(4.26)	(2.86)
QBDMM	-0.003	-0.057	-0.023	-0.022	0.021	0.002	-0.029	0.019	0.070	-0.003	0.119	-0.001
	(-0.07)	(-1.36)	(-0.43)	(-0.52)	(0.85)	(0.05)	(-0.63)	(1.35)	(1.26)	(-0.05)	(4.18)	(-0.61)
QBDLB	0.045	-0.018	0.044	-0.070	0.022	-0.005	-0.015	0.010	-0.035	0.031	0.022	-0.002
	(1.71)	(-0.66)	(1.29)	(-2.60)	(1.37)	(-0.26)	(-0.53)	(1.08)	(-0.98)	(0.85)	(4.49)	(-1.42)
QBNDABT	0.017	0.071	-0.128	0.063	-0.091	-0.006	-0.049	0.007	0.036	0.100	0.134	-0.002
	(0.25)	(1.06)	(-1.52)	(0.95)	(-2.33)	(-0.12)	(-0.67)	(0.33)	(0.40)	(1.09)	(2.99)	(-0.64)
QNDVC	0.087	0.028	-0.034	0.022	0.016	-0.057	-0.009	0.029	-0.096	0.070	0.096	-0.006
	(2.74)	(0.86)	(-0.83)	(0.69)	(0.85)	(-2.29)	(-0.27)	(2.73)	(-2.24)	(1.58)	(4.40)	(-4.31)
QNDPER	0.030	0.023	-0.020	0.003	0.020	0.007	-0.070	0.001	-0.032	0.038	0.045	-0.001
	(2.21)	(1.68)	(-1.16)	(0.18)	(2.46)	(0.67)	(-4.73)	(0.32)	(-1.78)	(2.03)	(4.82)	(-0.97)
PSERF	0.005	-0.009	0.017	-0.005	-0.002	-0.011	-0.022	-0.054	0.006	0.056	0.012	0.002
	(0.26)	(-0.44)	(0.67)	(-0.27)	(-0.20)	(-0.69)	(-1.01)	(-8.16)	(0.21)	(2.04)	(0.91)	(1.98)
PSERM	0.013	-0.008	-0.014	0.015	-0.016	0.008	-0.009	-0.0001	-0.040	0.044	0.012	0.001
	(0.61)	(-0.35)	(-0.52)	(0.70)	(-1.26)	(0.48)	(-0.38)	(-0.01)	(-1.38)	(1.48)	(0.80)	(1.33)
PSERD	0.156	0.073	0.007	-0.068	0.017	0.025	0.017	0.013	-0.180	-0.030	0.148	-0.005
	(4.54)	(2.09)	(0.17)	(-1.94)	(0.82)	(0.91)	(0.44)	(1.16)	(-3.88)	(-0.62)	(6.26)	(-3.60)

[1]Une variable dichotomique a été rajoutée pour tenir compte du changement de définition dans la série : le coefficient de cette variable a pris la valeur de -0.027 avec un test "t" de -9.27.

Agrégat #2 (suite)

	PBREG	PTRANS	PBMM	PDLB	PBNABT	PNDYL	PNDPER	PSERF	PSERH	PSERP	REV	α	ρ_1	ρ_2
QBREG[1]	-0.043	0.052	-0.078	-0.0001	-0.031	0.038	0.031	0.010	-0.045	0.083	0.034	0.001	-	-0.474
	(-1.05)	(1.88)	(-2.44)	(-0.0004)	(-1.71)	(1.41)	(0.92)	(0.99)	(-1.09)	(2.36)	(1.50)	(1.16)		(-3.09)
QTRANS	-0.081	-0.164	0.247	-0.087	0.068	0.067	0.020	-0.004	0.119	-0.267	0.167	0.010	-0.728	-0.663
	(-1.65)	(-2.49)	(3.45)	(-1.47)	(2.05)	(1.52)	(0.33)	(-0.18)	(1.79)	(-3.31)	(4.02)	(5.11)	(-5.27)	(-5.47)
QBMM	-0.015	-0.065	0.014	-0.059	0.012	0.014	-0.007	0.020	0.060	-0.0003	0.123	-0.001	-0.562	-
	(-0.42)	(-1.91)	(0.29)	(-1.54)	(0.55)	(0.42)	(-0.19)	(1.42)	(1.21)	(-0.01	(5.12)	(-0.88)	(-3.66)	
QBDLB	0.049	0.001	-0.011	-0.052	0.021	0.035	-0.014	0.010	-0.050	0.034	0.083	-0.002	0.316	0.175
	(1.86)	(0.03)	(-0.26)	(-2.17)	(1.41)	(1.16)	(-0.53)	(1.35)	(-1.34)	(0.96)	(4.76)	(-1.22)	(1.92)	(1.16)
QBNDABT	-0.050	0.043	-0.016	-0.004	-0.148	-0.042	-0.040	-0.005	0.101	0.130	0.105	0.001	-	-0.384
	(-1.28)	(1.10)	(-0.34)	(-0.11)	(-6.18)	(-1.07)	(-0.89)	(-0.41)	(2.06)	(2.52)	(3.37)	(0.68)		(-4.62)
QNDUC	0.101	0.031	-0.047	0.015	0.022	-0.056	-0.006	0.033	-0.107	0.072	0.090	-0.006	-0.264	-
	(3.13)	(1.00)	(-1.11)	(0.46)	(1.16)	(-1.70)	(-0.19)	(2.90)	(-2.46)	(1.65)	(4.09)	(-4.78)	(-1.43)	
QNDPER	0.031	0.024	-0.025	0.003	0.020	0.013	-0.069	0.002	-0.034	0.036	0.044	-0.001	-0.187	-
	(2.22)	(1.82)	(-1.39)	(0.23)	(2.54)	(0.89)	(-4.68)	(0.44)	(-1.83)	(1.94)	(4.69)	(-1.08)	(-1.04)	
QSERF														
QSERH	0.007	-0.014	-0.045	0.030	-0.015	0.029	-0.007	0.003	-0.021	0.036	0.012	0.001	-0.521	-
	(0.38)	(-0.84)	(-1.83)	(1.58)	(-1.36)	(1.72)	(-0.38)	(0.43)	(-0.87)	(1.44)	(1.01)	(1.71)	(-3.48)	
QSERP	0.183	0.076	-0.023	-0.048	0.058	0.024	0.027	0.022	-0.154	-0.086	0.174	-0.006	-	-0.425
	(5.70)	(2.33)	(-0.62)	(-1.51)	(2.90)	(0.75)	(0.70)	(2.11)	(-4.81)	(-2.01)	(6.66)	(-4.74)		(-3.16)

[1]Une variable dichotomique a été rajoutée pour tenir compte du changement de définition dans la série : le coefficient de cette variable a pris la valeur de -0.028 avec un test "t" de -9.79.

REMERCIEMENTS

Je voudrais remercier en tout premier lieu monsieur Marc Gaudry qui m'a dirigé tout au long de ce travail. Ses remarques pertinentes de même que sa patience y sont pour beaucoup dans la réalisation de ce rapport de recherche.

Je tiens à remercier également Lise Salvas-Bronsard qui a agi comme deuxième lecteur et qui m'a soumis des commentaires très pertinents.

Je veux également témoigner ma gratitude envers mes confrères et consoeurs de travail et particulièrement tous les membres du "Tea Time Club" pour la façon dont ils m'ont encouragé même par le biais de remarques insidieuses (mais combien stimulantes!).

Je ne peux passer sous silence l'excellent travail de Suzanne Larouche-Sidoti qui a eu le courage et la patience de déchiffrer mon écriture, ce qui est loin d'être une sinécure, mes talents de caligraphe étant on ne peut plus douteux.

Finalement je tiens à remercier Transport-Canada et le Ministère du Transport de Québec pour leur appui financier.

BIBLIOGRAPHIE

ABOTT, M., ASHENFELTER, O. (1976), "Labour Supply, Commodity Demand and the Allocation of Time", dans Review of Economic Studies, XLIII(3), no 135, pp. 389-411.

BARNETT, W.A. (1979), "Theoritical Foundations for the Rotterdam Model", dans Review of Economic Studies, pp. 109-129.

BARTEN, A.P. (1964), "Consumer Demand Functions under Conditions of Almost Additive Preferences", dans Econometrica, Vol. 32, no 1-2, pp. 1-30.

BARTEN, A.P. (1967), "Evidence on the Slutsky Conditions for Demand Equations", dans Review of Economics and Statistics, Vol. 49, pp. 77-84.

BARTEN, A.P. (1968), "Estimating Demand Equations", dans Econometrica, Vol. 36, no 2, pp. 213-241.

BARTEN, A.P. (1969), "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations", dans European Economic Review, Vol. 1, no 1, pp. 7-73.

BARTEN, A.P. (1977), "The Systems of Consumer Demand Functions Approach : A Review", dans Econometrica, Vol. 45, no 1, pp. 23-48.

BARTEN, A.P., GEYSKENS, E. (1974), "The Negativity Condition in Consumer Demand", dans Core Discussion Paper, no 7429.

BARTEN, A.P., TURNOVSKY, S.I. (1966), "Some Aspects of the Aggregation Problem for Composite Demand Equations", dans International Economic Review, Vol. 7, no 3, pp. 231-259.

BAUMOL, W.J. (1977), Economic Theory and Operations Analysis, Prentice-Hall, 4^{e} édition, 695 p.

BRONSARD, C., SALVAS-BRONSARD, L. (1979a), "L'Econométrie de la demande", Cahier de recherche du C.R.D.E., no 7908, 90 p.

BRONSARD, C., SALVAS-BRONSARD, L. (1979b), "Sur l'estimation d'un système complet de demande sous rationnements quantitatifs", dans l'Actualité Economique, no 3, pp. 286-302.

BRONSARD, C., SALVAS-BRONSARD, L. (1980), "Sur les différentes formes structurelles engendrées par la théorie de la demande et leur utilisation en économétrie : systèmes directs, réciproque, mixte et système avec rationnement quantitatif", Cahier de recherche du C.R.D.E., no 8001, 44 p.

BRONSARD, C., LEBLANC, D., SALVAS-BRONSARD, L., ZARRA, Y. (1973), "The Rotterdam Model and the Negativity of the Slutsky Matrix", Cahier de recherche du C.R.D.E. #7312, 19 pages.

BRONSARD, C., LAFRANCE, C., LANCE, J.m., SALVAS-BRONSARD, L. (1973), "La pratique du second best : l'optimisation des taxes indirectes canadiennes", Cahier de recherche du C.R.D.E. #7302, 28 pages.

BYRON, R.P. (1970), "The Restricted Actken Estimation of Sets of Demand Relations", dans Econometrica, Vol. 38, no 6, pp. 816-830.

BYRON, R.P. (1970), "A Simple Method for Estimating Demand Systems under Separable Utility Assumptions", dans Review of Economic Studies, Vol. 37.

CARLEVARO, F. (1970), "Formualtion et estimation des fonctions de consommation semi-agrégées", Aide-mémoire no 3 du laboratoire d'économétrie de l'Université Laval, 76 pages.

CARLEVARO, F. (1970), "Un système non linéaire de dépenses", Cahier du département d'économétrie de l'Université de Genève, no 13.

COCHRANE, Orcutt, G.H. (1949), "Application of Least Squares Regression to Relationships Containing auto-correlate Terms, dans Journal of American Statistical Association, pp. 32-61.

DEATON, A. (1972), "The Estimation and Testing of Systems of Demand Equations : A Note", dans European Economic Review, no 3, pp. 399-411.

DEATON, A., BROWN, A. (1972), "Surveys in Applied Economics : Models of Economic Behaviour", dans The Economic Journal, Vol. 82, no 328, pp. 1145-1236.

DUFOUR, J.M. (1980), "A Simple Proof for the Chow Test when the Number of Observations is insufficient", Cahier de recherche du C.R.D.E., no 8029, 6 pages.

FRISH, R. (1959), "A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with many Sectors", dans Econometrica, Vol. 27, no 2, pp. 177-197.

HOUTHAKKER, H.S. (1960), "Additives Preferences", dans Econometrica, Vol.28, no 2, pp. 245-257.

HOUTHAKKER, H.S. (1965), "New Evidences of Demand Elasticities", dans Econometrica, Vol. 33, no 2, pp. 277-288.

JOHNSTON, J. (1972), Econometrics Methods, McGraw Hill, 2^{e} édition, New York, 437 p.

KLEIN, L.R., RUBIN, H. (1947-48), "A Constant Utility-Index of the Cost of Living", dans Review of Economic Studies, Vol. 15.

MADDALA, G.S. (1977), Econometrics, McGraw-Hill, New York, 516 p.

MacKINNON, J.G. (1976), "Estimating the Linear Expenditure System and its Generalization", dans Goldfeld, S.M. et Quandt, R.E., Studies in Nonlinear Estimation, Ballinger, pp. 143-166.

PARKS, R.W. (1969), "Systems of Demand Equations : An Empirical Comparison of Alternative Functional Forms", dans Econometrica, Vol. 37, no 4, pp. 629-650.

PICHERY, M.C. (1977), "Les systèmes complets de fonctions de demande", Cahier de recherche de mathématiques économiques de l'Université Dijon, no 19, 62 pages.

STONE, J.N.R. (1954), "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis : An Application to the Pattern of British Demand", dans Economic Journal, Vol. 64, pp. 512-526.

THEIL, H. (1971), Principles of Econometrics, Wiley and Sons, 736 p.

THEIL, H., MNOOKIN, R.H. (1966), "The Information Value of Demand Equations and Productions", dans Journal of Political Economy, Vol. 74, no 1, pp. 34-45.

YOSHIHARA, K. (1969), "Demand Functions : An Application to the Japanese Expenditure Pattern", dans Econometrica, Vol. 37.

ZELLNER, A. (1962), "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", dans Journal of the American Statistical Association.